# METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT
REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADISTICA

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER
DIRECTOR Y PROPIEDARIO

**Prof. Dott. Corrado Gini,** *della Università di Roma*

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER — ADMINISTRADOR

**Dott. Franco Mariani,** *Istituto di Statistica della Università di Roma*

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETAERE — SECRETARIOS DE LA REDACCIÓN

**Proff. V. Castellano, N. Federici, E. Pizzetti, G. Pompilj**

**Vol. XVII. - N. 3-4** **30-IV-1955**

SOMMARIO-SOMMAIRE-CONTENTS-INHALT-SUMARIO

Corrado Gini. *Sulla probabilità che* x *termini di una serie erratica sieno tutti crescenti (o non decrescenti) ovvero tutti decrescenti (o non crescenti) con applicazioni ai rapporti dei sessi nelle nascite umane in intervalli successivi e alle disposizioni dei sessi nelle fratellanze umane* pag. 1

Gerhard Tintner. *The Distribution of the Variances of Variate Differences in the Circular Case* . . . . . » 43

Carlo Benedetti. *Del massimo valore dell'indice di oscillazione in una successione di termini al variare in tutti i modi possibili l'ordine di questi* » 53

Carlo Benedetti. *Sul massimo e sul minimo dell'indice semplice di dissomiglianza* . . . . . » 61

S.R. Das *A Mathematical Analysis of the Phenomena of Human Twins and Higher plural births. — Part. II: Triplets and The Application of the Analysis in the Interpretation of the Twin and the Triplet Data* . . » 67

G. Herdan. *Language in the Light of the Statistical Theory of Information. II* » 93

*Bibliografia* . . . . . » 123

ROMA

AMMINISTRAZIONE DEL « METRON »

UNIVERSITÀ — ISTITUTO DI STATISTICA

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA CHE VERRANNO PUBBLICATI NEI PROSSIMI NUMERI (*secondo l'ordine di arrivo*).

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW WHICH WILL BE PUBLISHED IN FUTURE ISSUES (*according to date of receipt*).

ARTICULOS LLEGADOS A LA REVISTA QUE SE PUBLICARÁN EN LOS PROXIMOS NUMEROS (*según el orden de su llegada*).

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE ET À PARAÎTRE PROCHAINEMENT (*d'après la date de reception*).

ARTIKEL DIE AN DIE ZEITSCHRIFT ANGELANGT SIND UND WELCHE IN DEN FOLGENDEN NUMMERN ERSCHEINEN WERDEN (*nach der Reihenfolge des Eingangs*).

S.R. DAS. — *A Mathematical Analysis of the Phenomena of Human Twins and Higher Plural Births.*
Part III : A. *Correlation of Data for prenatal Mortality*
B. *Refinement of the theory for Decline of the Twinning Processes with Increase of Plurality.*

C. GINI. — *Sui limiti della invertibilità delle relazioni statistiche*

F.N. DAVID and N.L. JOHNSON. — *Reciprocal Bernouilli and Poisson variables*

E.J. GUMBEL and P.G. CARLSON. — *On the Asymptotic Covariance of the Sample Mean and Standard Deviation*

E. CARANTI. — *Su un procedimento approssimato per la determinazione del numero medio dei figli per matrimonio.*

V. AMATO. — *On the Distribution of Gini's G coefficient of Rank Correlation in rankings Containing Ties*

M.J. BOWMAN. — *The Analysis of inequality Patterns : a methodological Contribution*

C. BENEDETTI. — *Sulla rappresentabilità di una distribuzione binomiale mediante una distribuzione beta e viceversa.*

C. BENEDETTI. — *Di un massimo dell'indice quadratico di oscillazione.*

J.C. KOOP. — *A general method of Working out Linear Estimates of Population totals from Sample Data of Human Population on a Tabulator.*

Gli Autori degli articoli inviati per la pubblicazione nella Rivista, rinunciano in favore della medesima alla proprietà letteraria degli articoli stessi, qualora vengano pubblicati.

Les Auteurs des articles envoyés à la Revue, pour y être publiés, renoncent, en faveur de celle-ci, à la proprieté littéraire de leurs articles, s'ils sont acceptés.

The Authors of papers sent for publication in the Review are supposed to give up their copyright in favour of the Review if the papers are published.

Die Verfasser der zur Veröffentlichung in der Zeitschrift zugesandten Aufsätze, werden, falls selbige veröffentlicht werden, auf ihre Verfasserrechte zu Gusten der Zeitschrift verzichten mussen.

Los Autores de los artículos enviados para su publicación en « Metron » renuncian su propriedad a favor de la Revista cuando los artículos sean publicados.

CORRADO GINI

# Sulla probabilità che $x$ termini di una serie erratica sieno tutti crescenti (o non decrescenti) ovvero tutti decrescenti (o non crescenti) con applicazioni ai rapporti dei sessi nelle nascite umane in intervalli successivi e alle disposizioni dei sessi nelle fratellanze umane [1]

## Oggetto del presente articolo.

Dicesi *serie erratica* una serie i cui termini si succedono a caso.

In questo articolo tratteremo della probabilità $P_x$ che $x$ termini successivi di una serie erratica siano tutti non decrescenti o tutti non crescenti, e ciò qualunque sia il numero dei termini della serie e quali si sieno i valori che essi possono assumere.

La probabilità $P_x$, così determinata, fornisce un criterio appropriato per giudicare se una serie empirica può considerarsi erratica.

---

[1] Questo articolo rappresenta lo sviluppo di una comunicazione presentata al Seminario dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma nella seduta del 19 marzo 1941. Vedi processo verbale della seduta e sunto della comunicazione in « Atti della terza riunione scientifica della Società Italiana di Statistica, Roma, Giugno-Luglio 1941 », pagg. 399 e 403-404.

Il manoscritto fu inviato fin d'allora alla rivista « Metron » e da questa annunziato nel vol. XIV, nn. 2-4 (31-XII-1941). La pubblicazione ne fu ritardata in attesa di dati sufficientemente ampi per le applicazioni delle formule (15)-(33), dati che potei ottenere solo nel 1954 dalla cortesia dell'Istituto di Genetica umana dell'Università di Uppsala (v. pagg. 28-29).

Oltre che con tali applicazioni, il manoscritto venne completato con il calcolo dei coefficienti di autocorrelazione (v. pag. 20-23) e con la nota (1) a pag. 15.

La trattazione dell'argomento è stata da me fatta indipendentemente dai contributi apportati da altri autori. Problemi analoghi a quello da me posto e risolto erano stati trattati già precedentemente. Successivamente, poi, l'argomento è stato svolto ampiamente, soprattutto da parte degli autori americani. In questo articolo esso è abbordato, se non m'inganno, partendo da un punto di vista diverso e i risultati ottenuti e le applicazioni eseguite conservano il loro interesse.

Da una serie empirica di $s$ termini si possono ricavare $s - x + 1$ successive serie parziali (o *seriole*) di $x$ termini ciascuna. La frequenza con cui codeste seriole presentano termini tutti non decrescenti o tutti non crescenti, messa a confronto con $P_x$, può servire per giudicare se la serie empirica può o meno considerarsi erratica. Per rendere il giudizio sicuro, è bene eseguire il confronto per vari valori di $x$.

Dopo aver determinato il valore di $P_x$, noi ce ne serviremo per decidere se le serie dei rapporti dei sessi nelle nascite umane in successivi intervalli di tempo di diversa ampiezza (giorni, decadi, periodi pluridecadali, mesi, anni, quinquenni, decenni), sono erratiche o, invece, dominate da tendenze continuative o compensatrici (1).

Per facilitare la trattazione teorica, abbiamo trovato conveniente di introdurre qualche definizione e qualche simbolo che

---

I contributi precedenti sono in gran parte ricordati nell'articolo di A. M. Mood, *The distribution Theory of Runs*, « Annals of Mathematical Statistics », Dec. 1940. Per i contributi successivi, vedansi i trattati di S. S. Wilks, *Mathematical Statistics*, Princeton Univ. Press, 1944, pagg. 200-207, e di A. Hald, *Statistical Theory with Engineering Applications*, New York, Wiley, 1952, pagg. 353-357, e, per la bibliografia, pag. 372-373 Un elenco bibliografico sull'argomento, è dato a pag. 516 (*Random order ; runs* etc.) del trattato di M. G. Kendall, *The Advanced Theory of Statistics*, vol. II, London, Griffin, 1946. Non trovo però ricordate in queste bibliografie le memorie di W.O. Kermack e A.G. Kendrick, *Test for Randomness in a Series of Numerical Observations*,, in : « Proceedings of the Royal Society of Edinburgh ». Session 1936-37, Part. III, Vol. LVII, pp. 228-240, e di H. von Schelling, *Auf der Spur des Zufalls*, in : « Deutsches Stat. Zentrablatt », 1934 ; Heft 5/6, pp. 137-146 ; *Kennzeichen fur eine rein zufällige Folge der Werte in einer zeitlich geordneten Beobachtungsreihe*, in : « Astronomische Nachrichten », B. 209. H. 3, pp. 155-159. Vedi anche l'articolo di M. G. Kendall, S. F. H. Kendall e B. Babington Smith, *The distribution of Spearman's coefficient of rank correlation in a universe in which all rankings occur an equal number of times*. Appendix : *The Randomness of the Experimental Samples*, in : « Biometrika » Vol. XXX, Parts III and IV, January 1939, pp. 271-273, e la memoria di M. G. Kendall, *Contributions to the study of Oscillatory Time-Series*, National Inst. of Economic and Social Research, Cambridge, University Press, 1946.

(1) La maggiore o minore attendibilità delle decisioni naturalmente dipende dal numero maggiore o minore delle seriole a cui il valore di $P_x$ si applica. D'altra parte non si potrebbe determinare l'errore a cui, in conseguenza del numero limitato delle seriole, si è esposti senza la conoscenza delle probabilità a priori delle varie ipotesi (carattere erratico o, invece, tendenze continuative o compensatrici e loro intensità).

forse potrà riuscire utile anche in altri campi. Ne parleremo brevemente a guisa di preambolo.

### Concetto di addizionale.

In analogia con la definizione e col simbolo di *fattoriale di n*, introduciamo la definizione e il simbolo di *addizionale di n*. Chiamiamo addizionale di $n$, ed indichiamo col simbolo $n\,?$, la somma dei primi numeri naturali da 1 ad $n$.

È dunque $n\,? = \sum_{i=1}^{n} i$.

* * *

Generalizziamo i concetti di fattoriale di $n$ e di addizionale di $n$, introducendo i concetti di *fattoriale di grado superiore* e di *addizionale di grado superiore*.

*Fattoriale di secondo grado di n* diremo il prodotto dei primi $n$ fattoriali. Lo indichiamo col simbolo

$$n\,!^{(2)}.$$

Sarà quindi

$$n\,!^{(2)} = 1\,!\;2\,!\;3\,!\ldots n\,!.$$

Si noti come il fattoriale di secondo grado di $x$ si ottenga dai primi $n$ fattoriali allo stesso modo come il fattoriale di $x$ si ottiene dai primi $n$ numeri interi [1].

Analogamente chiameremo *addizionale di secondo grado di n* e designeremo col simbolo

$$n\,?^{(2)}$$

la somma dei primi $n$ addizionali di $x$.

Sarà cioè

$$n\,?^{(2)} = 1\,? + 2\,? + 3\,? + \ldots + n\,?.$$

---

[1] Da parte dei matematici viene adottato per il fattoriale di secondo e di terzo grado rispettivamente il simbolo $n\,!\,!$ e $n\,!\,!\,!$. È evidente però che tale notazione non sarebbe applicabile al caso di fattoriali di grado più elevato; per questa ragione abbiamo preferito adottare quella indicata nel testo.

L'addizionale di secondo grado di $n$ si ottiene dai primi $n$ addizionali, come l'addizionale di $n$ si ottiene dai primi $n$ numeri interi.

Similmente il *fattoriale di terzo grado di n* sarà

$$n\,!^{(3)} = 1\,!^{(2)}\,2\,!^{(2)}\,3\,!^{(2)} \ldots n\,!^{(2)}$$

e l'*addizionale di terzo grado di n*

$$n\,?^{(3)} = 1\,?^{(2)} + 2\,?^{(2)} + 3\,?^{(2)} + \ldots + n\,?^{(2)}$$

e, in generale, il *fattoriale di $x^{mo}$ grado di n* potrà scriversi

$$n\,!^{(x)} = 1\,!^{(x-1)}\,2\,!^{(x-1)} \ldots n\,!^{(x-1)} \qquad (1)$$

e l'*addizionale di $x^{mo}$ grado di n*

$$n\,?^{(x)} = 1\,?^{(x-1)} + 2\,?^{(x-1)} + \ldots + n\,?^{(x-1)}. \qquad (2)$$

Volendo uniformare le espressioni ed i simboli, il fattoriale di $n$ potrà chiamarsi *fattoriale di primo grado di n* e scriversi

$$n\,!^{(1)}$$

e analogamente l'addizionale di $n$ potrà chiamarsi *addizionale di primo grado di n* e scriversi

$$n\,?^{(1)}.$$

Potremo generalizzare i simboli considerando anche l'esponente 0 e, per l'addizionale, anche l'esponente $-1$ e porre

$$n\,!^{(0)} = n \qquad n\,?^{(0)} = n \qquad n\,?^{(-1)} = 1$$

soddisfacendo così alle condizioni

$$1\,!^{(0)}\,2\,!^{(0)}\,3\,!^{(0)} \ldots n\,!^{(0)} = n\,!^{(1)}$$

$$1\,?^{(0)} + 2\,?^{(0)} + 3\,?^{(0)} + \ldots + n\,?^{(0)} = n\,?^{(1)}$$

$$1\,?^{(-1)} + 2\,?^{(1)} + 3\,?^{(-1)} + \ldots + n\,?^{(-1)} = n\,?^{(0)}.$$

* * *

Mettiamo in luce alcune semplici relazioni che passano tra i fattoriali e gli addizionali.

Ci si persuade facilmente che è

$$n\,!^{(1)} = 1^{n?^{(-1)}}\ 2^{(n-1)?^{(-1)}} \ldots n^{1?^{(-1)}}$$

$$n\,!^{(2)} = 1^{n?^{(0)}}\ 2^{(n-1)?^{(0)}} \ldots n^{1?^{(0)}}$$

$$n\,!^{(3)} = 1^{n?^{(1)}}\ 2^{(n-1)?^{(1)}} \ldots n^{1?^{(1)}}$$

$$n\,!^{(4)} = 1^{n?^{(2)}}\ 2^{(n-1)?^{(2)}} \ldots n^{1?^{(2)}}$$

e in generale

$$n\,!^{(x)} = 1^{n?^{(x-2)}}\ 2^{(n-1)?^{(x-2)}} \ldots n^{1?^{(x-2)}}. \qquad (3)$$

D'altra parte si trova pure facilmente

$$n\,?^{(0)} = \frac{n}{1}$$

$$n\,?^{(1)} = \frac{n}{1}\,\frac{n+1}{2}$$

$$n\,?^{(2)} = \sum_{k=1}^{n} \frac{k}{1}\,\frac{k+1}{2} = \frac{n}{1}\,\frac{n+1}{2}\,\frac{n+2}{3}$$

$$n\,?^{(3)} = \sum_{k=1}^{n} \frac{k}{1}\,\frac{k+1}{2}\,\frac{k+2}{3} = \frac{n}{1}\,\frac{n+1}{2}\,\frac{n+2}{3}\,\frac{n+3}{4}$$

e in generale

$$n\,?^{(x)} = \frac{n}{1}\,\frac{n+1}{2}\,\frac{n+2}{3} \ldots \frac{n+x-1}{x}\,\frac{n+x}{x+1}, \qquad (4)$$

che si può anche scrivere

$$n\,?^{(x)} = \frac{(n+x)\,!}{(x+1)\,!\,(n-1)\,!} \qquad (5)$$

e ci dice che l'*addizionale di $x^{mo}$ grado di $n$ è uguale al numero delle combinazioni di $n+x$ elementi, presi ad $x+1$ ad $x+1$.* (1).

---

(1) Ricercando se i risultati suesposti erano già noti ai matematici, trovo che la serie dei successivi addendi di un addizionale di grado $x^{mo}$ corrisponde alla successione dei numeri nella $(x+1)^{ma}$ diagonale del triangolo di Tartaglia ed è chiamata *serie figurata di ordine $x^{mo}$*, mentre il termine

PROBABILITÀ CHE $x$ TERMINI DI UNA SERIE ERRATICA SIANO TUTTI CRESCENTI (O NON DECRESCENTI) OVVERO TUTTI DECRESCENTI (O NON CRESCENTI) QUANDO IN OGNI SERIE PUÒ PRESENTARSI CON LA STESSA PROBABILITÀ UNA TRA $m$ DIVERSE QUANTITÀ.

Passiamo ora ad applicare il concetto di addizionale al problema che ci interessa.

Si abbia un gruppo di $m$ quantità diverse tra loro. Ordinate queste in graduatoria crescente, indichiamo con $i$ la quantità che occupa nella graduatoria il posto $i^{mo}$. La probabilità di estrarre a sorte, fra tutte le $m$ quantità del gruppo, la quantità $i$ è evidentemente $= \frac{1}{m}$. La probabilità che, dopo aver estratto a sorte, in una prima prova, la quantità $i$ si estragga a sorte, in una seconda prova, una quantità inferiore ad $i$ sarà

$$\frac{i-1}{m}$$

che può anche scriversi

$$I_2 = \frac{(i-1)\,?^{(0)}}{m^1};$$

la probabilità, che, avendo ottenuto nella prima prova la quantita $i$, si ottenga nella seconda prova una quantità inferiore ad $i$, e nella terza prova, una quantità inferiore a quella ottenuta nella seconda, ossia la probabilità che, avendo ottenuto nella prima prova la quantità $i$, si ottengano, in tre prove, tre quantità decrescenti sarà

$$I_3 = \frac{(i-2)\,?^{(1)}}{m^2};$$

---

$n^{mo}$ di tale serie, che corrisponde all'addizionale di grado $(x-1)^{mo}$ di $n$ è, chiamato $n^{mo}$ *numero figurato di ordine* $x^{mo}$ e ricavato dalla formula $\frac{(x+n-1)!}{x!\,(n-1)!}$, che è tutt'uno con la (5), ove in luogo di $x$, si ponga $x-1$. Cfr.: E. NETTO, *Elementare Algebra*, Leipzig, Teubner, 1904, pag. 103.

L'HOGBEN, nella sua nota opera *Mathematics for a million*, chiama lo addizionale di grado $x^{mo}$ di $n$ $n^{mo}$ *numero triangolare di ordine* $x^{mo}$. Cfr.: la traduzione italiana fatta da FRANCESCO MORRA sotto il titolo: *La Matematica nella storia e nella vita*, Hoepli, Milano, 1939, vol. I, pagg. 284-285.

la probabilità di ottenere, in quattro prove, quattro quantità decrescenti sarà

$$I_4 = \frac{(i-3)\,?^{(2)}}{m^3}$$

e, in generale, la probabilità di ottenere, in $x$ prove, $x$ quantità decrescenti, avendo ottenuto nella prima la quantità $i$, sarà

$$I_x = \frac{(i-x+1)\,?^{(x-2)}}{m^{x-1}} \tag{6}$$

che, per le (4) e (5), può anche mettersi sotto la forma

$$I_x = \frac{1}{m^{x-1}} \frac{i-1}{1} \frac{i-2}{2} \cdots \frac{i-x+1}{x-1} \tag{6a}$$

oppure

$$I_x = \frac{1}{m^{x-1}} \frac{(i-1)!}{(x-1)!\,(i-x)!} \tag{6b}$$

Analogamente si trova che la probabilità di ottenere, in $x$ prove, $x$ quantità *non* crescenti, avendo nella prima prova ottenuto la quantità $i$, è

$$I'_x = \frac{i\,?^{(x-2)}}{m^{x-1}} \tag{7}$$

ossia, per la (4),

$$I'_x = \frac{1}{m^{x-1}} \frac{i+x-2}{1} \frac{i+x-3}{2} \cdots \frac{i+1}{x-2} \frac{i}{x-1} \tag{7a}$$

o anche, per la (5),

$$I'_x = \frac{1}{m^{x-1}} \frac{(i+x-2)!}{(x-1)!\,(i-1)!} \tag{7b}$$

Facciamo ora assumere ad $i$ nella (6) e nella (7) tutti i valori da 1 a $m$ ed eseguiamo poi la media aritmetica. Sarà per la (2)

$$D'_x = \frac{1}{m} \sum_{I=1}^{m} I'_x = \frac{m\,?^{(x-1)}}{m^x} \tag{8}$$

e

$$D_x = \frac{1}{m} \sum_{I=1}^{m} I_x = \frac{(m - x + 1)\, ?^{(x-1)}}{m^x} \qquad (9)$$

di cui la prima, per la (5), diviene

$$D'_x = \frac{1}{m^x} \frac{(m + x - 1)!}{x!\,(m - 1)!} \qquad (10)$$

ossia

$$D'_x = \frac{1}{x!} \frac{m + x - 1}{m} \frac{m + x - 2}{m} \cdots \frac{m}{m}$$

e analogamente la seconda

$$D_x = \frac{1}{m^x} \frac{m!}{x!\,(m - x)!} \qquad (11)$$

ossia

$$D_x = \frac{1}{x!} \frac{m}{m} \frac{m - 1}{m} \cdots \frac{m - x + 1}{m}$$

La (11) ci dà la probabilità di ottenere $x$ termini di una serie erratica tutti decrescenti e la (10) la probabilità di ottenere $x$ termini di una serie erratica tutti non crescenti.

È $D'_x > \frac{1}{x!} > D_x$; ma, per $m$ grande rispetto ad $x$, si ha

$$D'_x \simeq \frac{1}{x!} \simeq D_x \qquad (12)$$

la quale ci dà la probabilità che $x$ termini di una serie erratica sieno tutti decrescenti o tutti non crescenti.

* * *

È chiaro che le probabilità $C_x$ e $C'_x$ di ottenere $x$ termini tutti crescenti o tutti non decrescenti, sono uguali alle rispettive probabilità $D_x$ e $D'_x$ di ottenere $x$ termini tutti decrescenti o tutti non crescenti. La probabilità $D_x$ o $D'_x$ di ottenere $x$ termini tutti decrescenti o tutti non crescenti per un certo gruppo di quantità è, infatti, tutt'uno con la probabilità di ottenere $x$ termini tutti crescenti o tutti non decrescenti per un gruppo

di quantità complementari e, poichè la dimostrazione sopra data è indipendente dai valori delle quantità considerate, ne segue che le formule (8), (10), (12), che danno il valore di $D_x$, danno anche il valore di $C_x$ e le formule (9), (11), (12), che danno il valore di $D'_x$, danno anche il valore di $C_x$.

* * *

Indicando con $P_x = D_x + C_x = 2\,D_x$ la probabilità che in $x$ termini di una serie si verifichino tutte quantità decrescenti o tutte quantità crescenti, ossia — come suol dirsi — che si verifichino tutte (cioè $x-2$) *permanenze di segno*, e con $P'_x = D'_x + C'_x = 2\,D'_x$ la probabilità che in $x$ termini si verifichino tutte quantità non crescenti o tutte quantità non decrescenti, o, in altre parole, che non si verifichi nessuna *opposizione di segno*, sarà per la (12)

$$P_x \simeq \frac{2}{x!} \simeq P'_x . \qquad (13)$$

È chiaro che, a parità di $x$, l'approssimazione della (12) e (13) sarà tanto maggiore quanto più è grande $m$ e che, a parità di $m$, l'approssimazione sarà tanto maggiore quanto più è piccolo $x$.

La Tavola I ci dà, per i valori di $x$ da 3 a 10, i valori delle quantità $P_x$, $\frac{2}{x!}$, $P'_x$ per alcuni valori di $m$.

### Esame del caso in cui le diverse quantità hanno una diversa probabilità di presentarsi nei singoli termini.

Le ipotesi, da cui siamo partiti, nella trattazione del problema fatta al paragrafo precedente, possono però non corrispondere a realtà e in generale anzi non vi corrispondono.

Noi abbiamo infatti supposto di avere un gruppo di $m$ quantità diverse tra loro ed aventi tutte la stessa probabilità di estrazione. Ora può darsi che la probabilità di estrazione sia, invece, diversa per alcune o per tutte le quantità, oppure che, essendo la probabilità di estrazione uguale per tutte le quantità vi sieno delle quantità uguali fra loro. Queste due ipotesi possono ricondursi l'una all'altra, in quanto, se si hanno $M$ quantità diverse non aventi tutte la stessa probabilità di estrazione, e con $K_i$

*Valori di* $\frac{2}{x!}$ ; $P_x = \frac{2}{m^x}\frac{m!}{x!\,(m-x)!}$ ; $P'_x = \frac{2}{m^x}\frac{(m+x-1)!}{x!\,(m-1)!}$

| Valori di $x$ | Valori di | Valori di $P_x$ e $P'_x$ per $m$ uguale a | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 50 | | 100 | | 200 | | 300 | | 400 | |
| | $\frac{2}{x!}$ | $P_x$ | $P'_x$ | $P_x$ | $P'_x$ | $P_x$ | $P'_x$ | $P_x$ | $P'_x$ | $P_x$ | $P'_x$ |
| 3 | $333\times10^{-3}$ | $314\times10^{-3}$ | $354\times10^{-3}$ | $323\times10^{-3}$ | $343\times10^{-3}$ | $328\times10^{-3}$ | $338\times10^{-3}$ | $330\times10^{-3}$ | $337\times10^{-3}$ | $331\times10^{-3}$ | $336\times10^{-3}$ |
| 4 | $833\times10^{-4}$ | $737\times10^{-4}$ | $937\times10^{-4}$ | $784\times10^{-4}$ | $884\times10^{-4}$ | $809\times10^{-4}$ | $859\times10^{-4}$ | $817\times10^{-4}$ | $850\times10^{-4}$ | $821\times10^{-4}$ | $846\times10^{-4}$ |
| 5 | $1667\times10^{-5}$ | $1356\times10^{-5}$ | $2024\times10^{-5}$ | $1506\times10^{-5}$ | $1839\times10^{-5}$ | $1585\times10^{-5}$ | $1751\times10^{-5}$ | $1612\times10^{-5}$ | $1723\times10^{-5}$ | $1625\times10^{-5}$ | $1708\times10^{-5}$ |
| 6 | $2778\times10^{-6}$ | $2034\times10^{-6}$ | $3710\times10^{-6}$ | $2384\times10^{-6}$ | $3219\times10^{-6}$ | $2575\times10^{-6}$ | $2992\times10^{-6}$ | $2641\times10^{-6}$ | $2919\times10^{-6}$ | $2675\times10^{-6}$ | $2883\times10^{-6}$ |
| 7 | $3968\times10^{-7}$ | $2558\times10^{-7}$ | $5937\times10^{-7}$ | $3202\times10^{-7}$ | $4874\times10^{-7}$ | $3586\times10^{-7}$ | $4403\times10^{-7}$ | $3698\times10^{-7}$ | $4254\times10^{-7}$ | $3764\times10^{-7}$ | $4181\times10^{-7}$ |
| 8 | $4960\times10^{-8}$ | $2748\times10^{-8}$ | $8460\times10^{-8}$ | $3722\times10^{-8}$ | $6519\times10^{-8}$ | $4304\times10^{-8}$ | $5696\times10^{-8}$ | $4515\times10^{-8}$ | $5441\times10^{-8}$ | $4623\times10^{-8}$ | $5318\times10^{-8}$ |
| 9 | $5512\times10^{-9}$ | $2566\times10^{-9}$ | $10904\times10^{-9}$ | $3804\times10^{-9}$ | $7823\times10^{-9}$ | $4592\times10^{-9}$ | $6582\times10^{-9}$ | $4883\times10^{-9}$ | $6207\times10^{-9}$ | $5034\times10^{-9}$ | $6027\times10^{-9}$ |
| 10 | $5512\times10^{-10}$ | $2104\times10^{-10}$ | $12927\times10^{-10}$ | $3462\times10^{-10}$ | $8527\times10^{-10}$ | $4384\times10^{-10}$ | $6878\times10^{-10}$ | $4736\times10^{-10}$ | $6393\times10^{-10}$ | $4290\times10^{-10}$ | $6162\times10^{-10}$ |

si indica il numero dei casi favorevoli all'estrazione della quantità $i^{ma}$ e con $m = \sum_{i=1}^{M} K_i$ il numero di tutti i casi possibili, sarà come avere $m$ quantità — non tutte diverse tra loro — aventi tutte la stessa probabilità di estrazione.

Ora, è facile persuadersi che, se in ciascun termine di una serie possono presentarsi con la stessa probabilità $m$ quantità, la probabilità $D_x$ che $x$ termini sieno decrescenti nell'ipotesi che tutte le $m$ quantità sieno diverse è maggiore della corrispondente probabilità $d_x$ che essi sieno decrescenti nell'ipotesi che alcune tra le $m$ quantità siano uguali.

Infatti, se la quantità che occupa il posto $(i - 1)^{mo}$ non è inferiore alla successiva quantità $i$, ma vi sono, prima di questa, $k$ quantità $= i$, la probabilità che, estratta a sorte in una prima prova la quantità $i$, si estragga a sorte in una seconda prova una quantità inferiore a $i$, non sarà uguale a $\frac{i-1}{m}$, ma uguale a $\frac{i-k-1}{m} < \frac{i-1}{m}$.

La probabilità che si ottengano, in $x$ prove successive, $x$ quantità decrescenti, avendo ottenuto in una prima prova la quantità $i$, sarà quindi $< I_x$, e di conseguenza la probabilità che si ottengano in $x$ prove successive $x$ quantità decrescenti, qualunque sia la quantità ottenuta nella prima, sarà $< D_x$.

Viceversa, la probabilità di $D'_x$ che gli $x$ termini sieno *non* crescenti, nell'ipotesi che tutte le $m$ quantità sieno diverse è minore della probabilità $d'_x$ che esse sieno *non* crescenti nell'ipotesi che alcune fra le $m$ quantità non sieno diverse.

Infatti, se la quantità che occupa il posto $(i + 1)^{mo}$ non è superiore alla quantità $i$, ma vi sono, dopo $i$, $h$ quantità $= i$, la probabilità che, estratta a sorte in una prima prova la quantità $i$, si estragga a sorte in una seconda prova una quantità uguale o inferiore a $i$, non sarà $\frac{i}{m}$, ma $\frac{i+h}{m} > \frac{i}{m}$. La probabilità di ottenere in $x$ prove, $x$ quantità *non* crescenti, avendo ottenuto nella prima la quantità $i$, sarà $> I'_x$ e di conseguenza la probabilità di ottenere in $x$ prove $x$ quantità *non* crescenti, qualunque sia la prima quantità ottenuta, sarà $> D'_x$.

Potremo quindi scrivere

$$d'_x > D'_x > \frac{1}{x!} > D_x > d_x \qquad \text{(12 bis)}$$

e

$$p'_x > P'_x > \frac{2}{x!} > P_x > p_x \qquad \text{(13 bis)}$$

dove $p_x = 2\,d_x$ indica la probabilità che gli $x$ termini sieno tutti decrescenti o tutti crescenti, e $p'_x = 2\,d'_x$ la probabilità che essi sieno tutti non crescenti o tutti non decrescenti quando alcune tra le $m$ quantità che si possono presentare in ciascun termine non sono uguali.

### Criterio per giudicare se una serie non è erratica, ma dominata da tendenze continuative o compensatrici. Sue applicazioni ai rapporti dei sessi nelle nascite umane in intervalli successivi.

In pratica non si può mai escludere, e spesso anzi si può affermare con sicurezza, che i termini della serie possano assumere i vari valori con diversa probabilità. Se non che, mentre si può indicare il numero $M$ dei diversi valori, che i termini possono assumere, non si è in grado, salvo casi particolari, di determinare il corrispondente numero $m$ dei casi ugualmente possibili. Cosicchè non si è generalmente in grado di determinare i valori di $D_x$ e $D'_x$ e quindi di $P_x$, $P'_x$ nell'ipotesi che gli $m$ ? valori fossero uguali. Si aggiunga che, qualora si potesse, in casi particolari, determinare $D_x$ e $D'_x$ e quindi $P_x$ e $P'_x$ non si sarebbe in grado di dedurne $d_x$ e $d'_x$ e quindi $p_x$ e $p'_x$, perchè noi sappiamo solo in che senso, ma non sappiamo per quanto $d_x$ differisce da $D_x$, $d'_x$ da $D'_x$ e quindi $p_x$ da $P_x$ e $p'_x$ da $P_x$.

Malgrado tutto ciò, i risultati raggiunti non restano senza applicazione.

Se indichiamo con $\pi_x$ la frequenza effettiva con cui $x$ termini sono tutti decrescenti o tutti crescenti, e con $\pi'_x$ la frequenza effettiva con cui essi sono tutti non crescenti o tutti

non decrescenti, dovremo dire che una serie non è erratica, ma affetta da tendenze continuative, quando è

$$\frac{\pi_x}{p_x} > 1 \quad \text{oppure} \quad \frac{\pi_x}{p'_x} > 1$$

e viceversa che è affetta da tendenze compensatrici quando è

$$\frac{\pi_x}{p_x} < 1 \quad \text{oppure} \quad \frac{\pi_x}{p'_x} < 1$$

Noi non conosciamo $p_x$ e $p$ , ma conosciamo $\frac{1}{x!}$ e sappiamo altresì dalla (12 bis) che é $p'_x > \frac{2}{x!} > p_x$ .

Potremo quindi dichiarare che una serie è affetta da tendenze continuative quando è

$$\pi_x > \frac{2}{x!} \qquad (A)$$

e che essa è invece affetta da tendenze compensatrici quando è

$$\pi'_x < \frac{2}{x!} \qquad (B)$$

Noi abbiamo così due criteri $A$ e $B$ per riconoscere praticamente se una serie non è erratica, ma affetta da tendenze continuative (criterio $A$) o compensatrici (criterio $B$).

Si avverta che questi criteri non sono esaurienti, in quanto può darsi che sia

$$\pi_x < \frac{2}{x!} < \pi'_x .$$

Può darsi, in altre parole, che vi sia una serie di cui non possiamo affermare, ma non possiamo neppure escludere, il carattere erratico e tanto meno possiamo decidere se sia sia effettivamente a tendenza continuativa o a tendenza compensatrice.

Nella maggior parte dei casi, però, i criteri $A$ e $B$ a cui siamo pervenuti ci permettono di dare un giudizio, e ciò tanto più facilmente quanto più sia piccolo il numero $x$ dei termini

successivi considerati, quanto più sia alto il numero dei valori che ogni termine può assumere e quanto più sia pronunciata la tendenza continuativa o compensatrice.

Per il caso particolare $x = 3$, è

$$p_3 \simeq \frac{1}{3} \simeq p'_3$$

vale a dire la probabilità di ottenere una *variazione di segno* è all'incirca doppia della probabilità di ottenere una *permanenza di segno.*

Se è $\pi > 1/3$ dovremo dire che la serie è affetta da tendenze continuative ; se è $\pi' \gtrless 1/3$ che essa è affetta da tendenze compensatrici.

Questa memoria è stata occasionata dalla lettura di un lavoro di KARL MARBE [1], in cui il noto psicologo tedesco conclude che i rapporti dei sessi nelle nascite umane nei successivi giorni non sono affatto indipendenti tra loro, e ciò perchè in Cecoslovacchia, nei tre anni 1925, 1926 e 1927, una variazione di segno non si verifica con la stessa frequenza di una permanenza di segno, come egli si sarebbe atteso in caso di indipendenza, ma con una frequenza presso a poco doppia. [2]. Se non che, come abbiamo testè dimostrato, è proprio da attendersi nel caso di indipendenza, che una variazione di segno abbia una frequenza press'a poco doppia di una permanenza di segno.

---

[1] *Neue Untersuchungen zur Psychologie, Statistik und Biologie*, Akademische Verlagsgesellschaft, Leipzig, 1940.

[2] Cfr. op. cit., pp. 54-57. È possibile che si tratti più che altro di improprietà di linguaggio da parte dell'A. Egli dichiara che i rapporti dei sessi nelle nascite dei successivi giorni non sono mutuamente indipendenti per ragioni essenzialmente matematiche deducibili dal calcolo combinatorio (pag. 56) e che quelli che nel calcolo di probabilità si suppongono indipendenti non sono i rapporti successivi, ma i loro singoli elementi, nel nostro caso non i rapporti dei sessi nelle nascite nei giorni successivi, ma il sesso delle singole nascite successive (pag. 57). L'A. equivoca tra indipendenza fra i rapporti sessuali dei giorni successivi e indipendenza tra variazioni di detti rapporti sessuali. Nel caso di indipendenza del sesso delle successive nascite, i rapporti sessuali delle nascite dei giorni successivi sono anche indipendenti, mentre non sono indipendenti le variazioni dei detti rapporti.

In realtà, nell'esempio portato dal Marbe, $\pi'_3$ risulta più o meno inferiore a 1/3 in tutti e tre gli anni da lui considerati. Per il 1925, risulta infatti $\pi'_3 = 0{,}3251$ ; per il 1926, $\pi'_3 = 0{,}2562$ ; per il 1927, $\pi'_3 = 0{,}3307$. Ciò farebbe pensare che, tra i rapporti dei sessi fornitici dalle statistiche per i successivi giorni, vi sia una certa tendenza alla compensazione.

Altre ricerche in proposito, che io sappia, non si sono fatte (1).

Ricerche affini erano state fatte, molti anni or sono, da me per le nascite di Berlino (1899-900), non per gruppi giornalieri, ma per gruppi decadali di nascite, esaminando se, dopo un certo rapporto dei sessi, avveniva più di frequente che si verificasse un rapporto dei sessi che si scostava dalla media nello stesso senso o in senso contrario, e calcolando anche gli indici di relazione tra i rapporti sessuali di due decadi successive. Si era arrivati alla conclusione che tra detti rapporti vi era praticamente indipendenza (2).

Nella stessa occasione erano state raccolte, integrate e comparate le molteplici applicazioni della teoria della dispersione ai rapporti dei sessi nelle nascite delle varie circoscrizioni e dei successivi intervalli di tempo mensili ed annuali. La conclusione era che la dispersione era lievemente super-normale. Ciò significa che da gruppo a gruppo di osservazioni (e, per il tempo, da mese a mese e da anno ad anno) la probabilità di una nascita maschile sarebbe stata lievemente diversa, ma lasciava aperta la questione se questa variazione avveniva secondo una tendenza continuativa o compensatrice.

Disponendo ora di un nuovo e più delicato procedimento, abbiamo voluto riprendere ed approfondire l'esame dei rapporti dei sessi nelle nascite verificatesi in successivi intervalli di tempo al fine di decidere se essi sieno tra loro indipendenti o restino invece dominati da tendenze continuative o compensatrici.

Furono all'uopo considerati intervalli giornalieri, decadali e pluridecadali (di 20, 40, 60 e 80 giorni), mensili, annuali e plu-

---

(1) Nel 1941, il Marbe ritornò sull'argomento in un articolo *Zur Lehre von der Sexualproportionen*, (« Allgemeines Statistisches Archiv », 30 Band, pagg. 47 e segg.), ribadendo le stesse idee.

(2) *Il sesso dal punto di vista statistico*, Roma, Istituto di Statistica, 1908, pagg. 159-166.

riannuali (quinquennali e decennali) per i paesi per cui si avevano dati disponibili nel 1940.

Si sono così formate 73 serie giornaliere, una decadale e quattro pluridecadali (di 20, 40, 60 e 80 giorni), 80 mensili, 67 annuali, 36 quinquennali e 33 decennali.

Salvo quando è diversamente avvertito, i rapporti dei sessi si riferiscono sempre ai nati vivi.

Il numero delle serie è quasi sempre superiore al numero dei paesi considerati, perchè, per qualche paese, non si disponeva di una sola serie omogenea di dati, ma di più serie comprendenti periodi diversi, mentre altre volte si possedeva bensì una serie unica, ma è sembrato opportuno di frazionarla trascurando per le serie mensili (Italia) i mesi e per le serie giornaliere (Cecoslovacchia) i giorni, per i quali i dati presentano spostamenti artificiali per effetto delle denunce ritardate di nascita. Perciò, alle 67 serie annuali corrispondono 54 paesi e due città (Berlino e Vienna), mentre alle 80 serie mensili corrispondono solo 4 paesi (Italia, Germania, Norvegia e Svizzera) e alle 73 serie giornaliere solo due paesi (Berlino e Cecoslovacchia).

È pure da avvertire che la parola « paese » è stata intesa in senso molto lato. Generalmente, le serie si riferiscono a uno Stato, ma a volte solo a una sua parte, per esempio, per la Norvegia e la Svizzera, ai soli comuni rurali o ai soli comuni urbani. Per la Germania, oltre che il territorio complessivo del « Reich », sono stati considerati separatamente i « Länder » per cui si possedevano dati (Baden, Baviera, Prussia, Sassonia e Württemberg). Analogamente, per il Regno Unito, sono state considerate separatamente l'Inghilterra e Galles, la Scozia e l'Irlanda e, per gli Stati Uniti, separatamente i vari Stati (Massachussets, Connecticut ecc.) che, come è noto, sono autonomi per ciò che riguarda i registri del movimento della popolazione, mentre, per l'Australasia, le serie riguardano, oltre la Confederazione australiana globalmente considerata, anche gli Stati della Nuova Galles del Sud, dell'Australia meridionale, dell'Australia occidentale, del Queensland e della Tasmania.

Quali sieno i paesi e gli anni a cui si riferiscono le varie serie, è precisato in nota alla tavola III. Nella tavola II, sono contenuti i dati assoluti risultanti dalla ricerca; nella III, i dati relativi, che esprimono le frequenze effettive delle seriole

## *Seriole di termini relative al rapporto dei sessi nelle nascite*

Numero totale delle seriole e numero delle seriole con tutte permanenze di segno

| SERIE DI TERMINI | N. delle serie | N. dei termini | SERIOLE DI TERMINI | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 3 | | | | 4 | | | | 5 | | | | 6 e più | | | |
| | | | Totale | cres. (*c*) | decr. (*d*) | (*c* + *d*) | Totale | cres. (*c*) | decr. (*d*) | (*c* + *d*) | Totale | cres. (*c*) | decr. (*d*) | (*c* + *d*) | Totale | cres. (*c*) | decr. (*d*) | (*c* + *d*) |
| Decennali (1). . . | 33 | 240 | 174 | 52 | 26 | 78 | 141 | 26 | 12 | 38 | 108 | 12 | 8 | 20 | 239 | 10 | 11 | 21 |
| Quinquenn. (2). . | 36 | 531 | 459 | 82 | 80 | 162 | 423 | 21 | 24 | 45 | 387 | 4 | 7 | 11 | 1.406 | 1 | 2 | 3 |
| Annuali (3) . . . | 67 | 3.626 | 3.492 | 586 | 634 | 1.220 | 3.425 | 143 | 166 | 309 | 3.358 | 33 | 40 | 73 | 15.785 | 21 | 25 | 46 |
| Mensili (4). . . . | 80 | 2.868 | 2.708 | 453 | 450 | 903 | 2.628 | 101 | 101 | 202 | 2.548 | 18 | 23 | 41 | 11.300 | 1 | 6 | 7 |
| Pluridecad. (5) . . | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 80 giorni . . . . | 1 | 63 | 61 | 13 | 9 | 22 | 60 | 6 | 2 | 8 | 59 | 1 | — | 1 | 280 | — | — | — |
| 60 » . . . . | 1 | 84 | 82 | 13 | 11 | 24 | 81 | 2 | 2 | 4 | 80 | — | — | — | 385 | — | — | — |
| 40 » . . . . | 1 | 127 | 125 | 22 | 24 | 46 | 124 | 5 | 7 | 12 | 123 | — | — | — | 600 | — | — | — |
| 20 » . . . . | 1 | 255 | 253 | 49 | 36 | 85 | 252 | 19 | 4 | 23 | 251 | 4 | 1 | 5 | 1.240 | — | — | — |
| Decadali (5) . . . | 1 | 511 | 509 | 85 | 83 | 168 | 508 | 22 | 29 | 51 | 507 | 4 | 7 | 11 | 2.520 | 1 | 1 | 2 |
| Giornalieri (6) . . | 73 | 3.734 | 3.588 | 584 | 576 | 1.160 | 3.515 | 156 | 134 | 290 | 3.442 | 30 | 20 | 50 | 16.115 | 3 | 1 | 4 |
| TOTALE . . . . | **294** | **12.039** | **11.451** | **1.939** | **1.929** | **3.868** | **11.157** | **501** | **481** | **982** | **10.863** | **106** | **106** | **212** | **49.870** | **37** | **46** | **83** |

Vedi note alla tavola III.

## *Seriole di termini relative*

| Serie di termini | N. delle serie | N. dei termini | Frequenza effe | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | di 3 termini | | | | | di 4 termini | | | | |
| | | | frequenza effettiva | | | Frequenza teorica ($f$) | Rapporto $\frac{100\,e}{t}$ | frequenza effettiva | | | Frequenza teorica ($f$) | R p |
| | | | cresc. ($c$) | decres. ($d$) | totale ($e = c + d$) | | | cresc. ($c$) | decres. ($d$) | totale ($e = c + d$) | | |
| | | | | | | | *Cifre proporzio* | | | | | |
| Decennali (1) . . . | 33 | 240 | 298.85 | 149.42 | 448.27 | 333.33 | *134.5* | 184.30 | 85.10 | 269.40 | 83.33 | |
| Quinquennali (2) . | 36 | 531 | 178.65 | 174.29 | 352.94 | 333.33 | *105.9* | 49.65 | 56.74 | 106.39 | 83.33 | |
| Annuali (3) . . . | 67 | 3.626 | 167.81 | 181.56 | 349.37 | 333.33 | *104.8* | 41.75 | 48.47 | 90.22 | 83.33 | |
| Mensili (4) . . . . | 80 | 2.868 | 167.28 | 166.17 | 333.45 | 333.33 | *100.4* | 38.43 | 38.43 | 76.86 | 83.33 | |
| Pluridecadali (5) | | | | | | | | | | | | |
| 80 giorni . . . | 1 | 63 | 213.11 | 147.54 | 360.65 | 333.33 | *108.2* | 100.00 | 33.33 | 133.33 | 83.33 | |
| 60 » . . . | 1 | 84 | 158.54 | 134.15 | 292.69 | 333.33 | *87.8* | 24.69 | 24.69 | 49.38 | 83.33 | |
| 40 » . . . | 1 | 127 | 176.00 | 192.00 | 368.00 | 333.33 | *110.4* | 40.32 | 56.45 | 96.77 | 83.33 | |
| 20 » . . . | 1 | 255 | 193.68 | 142.29 | 335.97 | 333.33 | *100.8* | 75.40 | 15.87 | 91.27 | 83.33 | |
| Decadali (5). . . . | 1 | 511 | 166.99 | 163.06 | 330.05 | 333.33 | *99.0* | 43.31 | 57.09 | 100.40 | 83.33 | |
| Giornalieri (6). . . | 73 | 3.734 | 162.76 | 160.53 | 323.29 | 333.33 | *97.0* | 44.38 | 38.12 | 82.50 | 83.33 | |
| TOTALE . . . | **294** | **12.039** | **169.33** | **168.45** | **337.78** | **333.33** | ***101.3*** | **44.90** | **43.11** | **88.01** | **83.33** | |

(1) Le 33 serie decennali si riferiscono ai paesi seguenti: Italia (1871-80/1921-30); Austria (1831-1840/190 Francia (1801-10/1921-30); Germania (1881-90/1921-30); Baden (1871-80/1921-30); Baviera (1841-50/1921-30); P e Galles (1841-50/1921-30); Scozia (1861-70/1921-30); Irlanda (1871-80/1921-30); Eire (1871-80/1921-30); S 1921-30); Massachusetts (1851-60/1901-10); Rhode-Island (1861-70/1891-900); Uruguay (1881-90/1921-1930); N (1861-70/1921-30); Tasmania (1891-900/1921-30); Victoria (1871-80/1921-30); Nuova Zelanda (1881-90/1921-30

(2) Le 36 serie quinquennali si riferiscono ai paesi seguenti: Italia (1871-75/1931-35); Austria (1831-35/1901 cia (1806-10/1931-35); Germania (1871-75/1931-35); Baden (1866-70/1931-35); Baviera (1836-40/1931-35); Prussia Galles (1841-45/1931-35); Scozia (1856-60/1931-35); Irlanda (1866-70/1916-20); Eire (1866-70/1931-35); Serbia 1931-35); Massachusetts (1851-55/1906-10); Michigan (1871-75/1901-05); Rhode-Island (1861-65/1896-900); Cile Australia del Sud (1886-90/ 1931-35); Australia Occid. (1891-95/1931-35); Queensland (1861-65/1931-35); Tas

(3) Le 67 serie annuali si riferiscono ai paesi seguenti: Italia (1863-1938); Austria (1829-30/1913) Austria 1936); Finlandia (1751-1937); Francia (1800-801/1936); Germania (1872-1936) Baden (1865-1936); Baviera (18 Jugoslavia (1921-1935); Lettonia (1921-1936); Lituania (1921-1936); Norvegia (1841-1937); Inghilterra e Galles 1871-1939); Ungheria (1865-1938); Olanda (1841-1937); Rumenia (1863-1905); Rumenia (1921-1936); Russia Eu 1936); Connecticut (1891-1910); Connectituct (1921-1929); Illinois (1922-1935); Maine (1895-1912); Maine (1921-1 1929); New York (1921-1935); Ohio (1921-1935); Pensilvania (1921-1935); Rhode-Island (1861-1903); R (1901-1938); Nuova Galles del Sud (1861-1938); Australia del Sud (1872-1938); Australia Occidentale (1884-1938)

(4) Le 80 serie mensili si riferiscono: una alla Germania (1890-1936), tre alla Norvegia: Stato (1921-1938 distinte perchè la prima (1871-1900) comprende tutti i nati (sia vivi che mprti), mentre la seconda (come tutte le (1931-1938). Infine 72 serie riguardano l'Italia, delle quali 29 per il periodo 1862-1890 e 43 per il perdiodo 1896- cembre i cui dati sono perturbati dalle denunce ritardate delle nascite.

(5) Le serie decadale e le pluridecadali si riferiscono alla città di Berlino, nel periodo 1899-1912.

(6) Delle 73 serie giornaliere, una si riferisce a Berlino (1899-1904) e 72 alla Cecoslovacchia. Per la Cecoslova considerati, escludendo i primi e gli ultimi giorni del mese: preci samente, sono stati esclusi, per i mesi di ge 2 e gli ultimi 6 giorni.

## Tavola III

# *pporto dei sessi nelle nascite*

eor:ca delle seriole

| di 5 termini | | | | | di 6 e + termini | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Frequenza effettiva | | | Frequenza teorica ($t$) | Rapporto $\frac{100\,e}{t}$ | Frequenza effettiva | | | Frequenza teorica ($t$) | Rapporto $\frac{100\,e}{t}$ |
| resc. ($c$) | decresc. ($d$) | totale ($e = c + d$) | | | cresc. ($c$) | decresc. ($d$) | totale ($e = c + d$) | | |
| *r ogni* 1000 *seriole* | | | | | | | | | |
| 11.110 | 74.074 | 185.184 | 16.67 | *1.111.1* | 41.841 | 46.025 | 87.866 | 1.036 | *8.481.3* |
| 10.336 | 18.088 | 28.424 | 16.67 | *170.5* | 0.711 | 1.422 | 2.134 | 0.793 | *269.1* |
| 9.827 | 11.912 | 21.739 | 16.67 | *130.4* | 1.330 | 1.584 | 2.914 | 0.671 | *434.3* |
| 7.064 | 9.026 | 16.090 | 16.67 | *96.5* | 0.088 | 0.531 | 0.619 | 0.691 | *89.6* |
| 16.949 | 0.000 | 16.949 | 16.67 | *101.7* | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.667 | *0.0* |
| 0.000 | 0.000 | 0.000 | 16.67 | *0.0* | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.662 | *0.0* |
| 0.000 | 0.000 | 0.000 *16.67* | 16.67 | *0.0* *100.00* | 0.000 | 0.000 | 0.000 *0.199* | 0.656 *0.651* | *0.0* *30.6* |
| 15.936 | 3.984 | 19.920 | 16.67 | *119.5* | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.651 | *0.0* |
| 7.890 | 13.807 | 21.697 | 16.67 | *130.2* | 0.000 | 0.397 | 0.397 | 0.648 | *61.3* |
| 8.716 | 5.811 | 14.527 | 16.67 | *87.1* | 0.186 | 0.062 | 0.248 | 0.673 | *36.9* |
| **9.758** | **9.758** | **19.516** | **16.67** | ***117.1*** | **0.742** | **0.922** | **1.664** | **0.860** | ***244.8*** |

gio (1841-50/1921-30) ; Bulgaria (1891-900/1921-30) ; Danimarca (1851-60/1921-30) ; Finlandia (1751-60/1921-30) ; 1-30/1921-30) ; Sassonia (1841-50/1921-30) ; Württemberg (1871-80/1921-30) ;Norvegia (1841-50/1921-30); Inghilterra 1-70/1901-10) ;Svezia (1751-60/1921-30) ; Svizzera (1871-80/1921-30); Ungheria (1871-80/1921-30); Giappone 1891-900/ es del Sud (1861-70/1921-30) ; Australia del Sud (1881-90/1921-30) ; Australia Occid. (1891-900/1921-30); Queensland

gio (1841-45/1931-35) ; Bulgaria (1891-95/1931-35) ; Danimarca (1851-55/1931-35) ; Finlandia(1751-55/1931-35) ; Fran- 926-30) ; Sassonia (1836-40/1931-35) ; Württemberg (1871-75/1931-35) ; Norvegia (1841-45/1931-35) ; Inghilterra e 906-10) ; Svezia (1751-55/1931-35) ; Svizzera (1871-75/1931-35) ; Ungheria (1866-70/1931-35) ; Giappone (1891-95/ 931-35) Uruguay (1876-80/1931-35) ; Australia (1896-900/1931-35) ; Nuova Galles del Sud (1861-65/1931-35) ; 1-95/1931-35) ; Victoria (1891-95/1931-35) ; Nuova Zelanda (1891-95/1931-35).
) ; Belgio(1840-1937) ; Bulgaria (1889-1936) ; Cecoslovacchia (1919-1936) ; Danimarca (1851-1937) ; Estonia (1922- ) ; Prussia (1816-1932) ; Sassonia (1832-1937) ; Württemberg (1871-1935) ; Grecia (1866-1885) ; Grecia (1921-1936) ; ) ; Scozia (1855-1938) ; Irlanda (1864-1921) ; Eire (1864-1937) ; Serbia (1861-1910) ; Svezia (1749-1937) ; Svizzera 7-1914) ; Portogallo (1886-1939) Spagna (1900-1933) ; Berlino (1816-1937) ; Vienna (1874-1937) ; Giappone (1891- sachusetts (1849-1917) ; Massachusetts (1921-1929) ; Michigan (1871-1905) ; Michigan (1907-1917) ; Michigan (1921- nd (1921-1929) ; Cile (1903-1938) ; Messico (1895-1907) ; Messico (1922-1936) ; Uruguay (1876-1936) ; Australia and (1861-1938) ; Tasmania (1875-1886) ; Tasmania (1891-1938) ; Victoria (1871-1938) ; Nuova Zelanda (1877-1937). ti rurali (1921-1935) ; città (1921-1935) ; 4 alla Svizzera, di cui due, relative alla Confederazione, sono tenute ) riguarda solo i nati vivi (1901-1938), una terza si riferisce ai distretti rurali (1931-1938) e la quarta alle città na di esse 72 risultando formata da soli 10 mesi di ciascun anno considerato ad esclusione del gennaio e del di-

l'abitudine di denunciare in ritardo i nati alla fine del mese, si è formata una serie per ciascun mese degli anni mi dieci giorni e gli ultimi 6 ; per i mesi di dicembre, i primi 2 e gli ultimi 10 ; per tutti gli altri mesi, i primi

con tutti termini crescenti o decrescenti, confrontate con le rispettive frequenze teoriche, nonchè i rapporti che se ne ricavano (1).

Due opposti risultati saltano subito agli occhi da una scorsa ai dati della tavola III.

Vi è una netta tendenza alla continuità nelle serie annuali e pluriannuali, che si accentua passando da quelle a queste e, nel seno di queste ultime, dalle quinquennali alle decennali. Tale tendenza si desume dal fatto che la frequenza delle seriole con tutte permanenze di segno è più elevata in realtà che in teoria. All'opposto, le serie giornaliere mostrano costantemente una frequenza effettiva delle seriole con tutte permanenze di segno inferiore alla teorica, ciò che sta a provare una tendenza alla compensazione. Le serie decadali, pluridecadali e mensili presentano un andamento intermedio.

Ora, pare poco verosimile che vigano in natura leggi diverse per gli intervalli brevi e per i lunghi, e molto più probabile invece che la vera tendenza sia quella che si manifesta negli intervalli lunghi, mentre, per gli intervalli brevi, i risultati presumibilmente risentono l'influenza di irregolarità nelle rilevazioni. Effettivamente, se, per una qualsiasi causa accidentale o sistematica, in uno o in alcuni giorni o durante certi periodi vengono ri-

---

(1) Tutte le elaborazioni furono eseguite sotto la direzione del Dr. CARMELO D'AGATA, assistente presso la Facoltà di Scienze statistiche, demografiche ed attuariali dell'Università di Roma.

Nel calcolare il rapporto dei maschi per cento femmine, ci si è arrestati alla prima cifra decimale. Se si fosse spinta la divisione sino a trovare un quoziente esatto o periodico, molto probabilmente non si sarebbero ottenuti mai due rapporti consecutivi uguali. Ciò significa che il valore di $\pi$ relativo alle seriole crescenti o decrescenti sarebbe risultato uguale al valore di $\pi'$ relativo alle sequenze non decrescenti o rispettivamente non crescenti.

Nel fatto, qualche volta i rapporti successivi sono risultati uguali. In tal caso, i due rapporti sono stati considerati crescenti o decrescenti a seconda che il primo di essi era a sua volta superiore o inferiore al precedente. Ciò significa che le frequenze effettive delle seriole con tutte permanenze di segno risultanti da tale approssimazione rappresentano i valori di $\pi'$ o, in altre parole, più precisamente che di seriole con tutte permanenze di segno, si tratta di seriole senza nessuna variazione di segno; ma i riscontri eseguiti mostrano che essi differiscono ben poco dai valori che si sarebbero ottenuti in base a criteri diversi.

tardate le denunce piuttosto di un sesso che dell'altro, una compensazione interverrà nei giorni o intervalli successivi, cosicchè s'intende come una tendenza compensatrice si manifesti tra i rapporti sessuali di brevi periodi successivi. Questa tendenza compensatrice — che potremmo dire artificiale — prevale, nelle serie giornaliere, sopra la naturale tendenza continuativa che altrimenti si sarebbe verosimilmente manifestata, ma deve far sentire, sia pure in minor grado, la sua influenza anche nelle serie decadali, pluridecadali e mensili.

Pare in accordo con l'esistenza di una naturale tendenza continuativa il fatto che, nelle serie in cui detta tendenza è più netta, essa risulta tanto più accentuata quanto più alto è il numero dei termini della seriola.

La tabella IV mostra i rapporti tra la frequenza effettiva delle seriole con tutte permanenze di segno alla rispettiva frequenza teorica, fatta questa = 100. Appare chiaro come il rapporto cresca costantemente e rapidamente col crescere dei termini della seriola.

Allo scopo di verificare la spiegazione, che sopra abbiamo dato, del fatto che, nelle serie giornaliere, la frequenza effettiva

TAVOLA IV

*Numero effettivo delle seriole con tutte permanenze di segno per* 100 *seriole teoriche.*

| SERIOLE DI | SERIOLE ANNUALI | SERIE DECENNALI |
|---|---|---|
| 3 termini. . . . . | 105 | 130 |
| 4 » . . . . . | 108 | 320 |
| 5 » . . . . . | 130 | 1.110 |
| 6 » . . . . . | 285 | 4.950 |
| 7 » . . . . . | 704 | 26.100 |
| 8 » . . . . . | 3.830 | 137.000 |
| 9 » . . . . . | 23.100 | 541.000 |
| 10 » . . . . . | 110.000 | — |

delle seriole con tutte permanenze di segno risulta inferiore alla teorica, è stata calcolata l'autocorrelazione tra il rapporto dei sessi nelle nascite di un giorno e quelli nelle nascite che seguono a distanza di 1, 2, 3 fino a 10 giorni.

Se la nostra spiegazione è fondata, dovrà verificarsi un coefficiente di autocorrelazione negativo tra il rapporto dei sessi nelle nascite di un giorno e quello nelle nascite dei giorni che gli succedono immediatamente o a breve distanza.

Il calcolo ha potuto essere fatto per la città di Berlino, per i 6 anni 1899-904, e per la Cecoslovacchia, per i 6 anni 1925-30, per i quali si posseggono dati sulle nascite giornaliere distinte per sesso.

Per la Cecoslovacchia, è sembrato opportuno eliminare nel calcolo i primi due e gli ultimi sei giorni di ogni mese, per i quali i dati risultano soggetti ad errori a causa dell'abitudine, che esiste in quel paese, di dichiarare come avvenute al principio del mese nascite che in realtà si sono verificate alla fine del mese precedente.

Furono calcolati i coefficienti di autocorrelazione per i singoli anni ed eseguita poi la media ponderata dei sei coefficienti di autocorrelazione annuali [1].

I risultati dei calcoli sono raccolti nelle tavole V e VI.

Il metodo non si rivela per verità molto efficiente.

I coefficienti annuali di autocorrelazione non mostrano, nello stesso paese, un andamento uniforme per i singoli anni, nè l'andamento per la città di Berlino è analogo a quello per la Cecoslovacchia.

I coefficienti medi sessennali mostrano però valori negativi a distanza di 3-5 giorni per Berlino e a distanza di 1-5 giorni per la Cecoslovacchia. Questi risultati sono conformi all'aspettativa e pertanto appaiono in armonia con l'ipotesi sopra enunciata. La diversità tra i risultati per Berlino e per la Cecoslovacchia si può attribuire a diverse abitudini che, in fatto di denuncie di nascite, vigono nei due paesi.

---

[1] I calcoli per Berlino sono stati eseguiti dal rag. Roberto Incarnati e quelli per la Cecoslovacchia dal dr. Alighiero Naddeo.

## Tavola V

*Coefficienti di autocorrelazione fra il rapporto dei sessi nelle nascite di un giorno e quello delle nascite che seguono a distanza di giorni* 1, 2.... 10 (*Berlino*, 1899-1904).

| ANNI | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1899 | 0.041 | 0.047 | —0.092 | —0.008 | —0.074 | —0.046 | 0.041 | 0.009 | 0.111 | 0.070 |
| 1900 | 0.206 | 0.020 | 0.047 | —0.017 | 0.018 | 0.101 | —0.091 | 0.034 | 0.024 | —0.008 |
| 1901 | 0.023 | —0.011 | —0.031 | —0.027 | 0.099 | —0.053 | 0.098 | —0.042 | —0.050 | 0.041 |
| 1902 | —0.008 | —0.007 | —0.022 | 0.031 | —0.004 | —0.013 | 0.044 | —0.051 | 0.061 | —0.037 |
| 1903 | 0.035 | —0.022 | —0.067 | —0.051 | —0.028 | 0.009 | 0.006 | 0.021 | 0.005 | —0.019 |
| 1904 | —0.030 | 0.069 | —0.119 | —0.009 | —0.058 | 0.081 | 0.006 | —0.113 | —0.094 | —0.014 |
| **1899—1904** | **0.014** | **0.018** | **—0.047** | **—0.014** | **—0.008** | **0.027** | **0.025** | **—0.027** | **0.008** | **0.007** |

## Tavola VI

*Coefficienti di autocorrelazione fra il rapporto dei sessi nelle nascite di un giorno e quello delle nascite che seguono a distanza di giorni* 1, 2 .... 10 (*Cecoslovacchia*, 1925-1930).

| ANNI | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1925 | +0.132 | —0.018 | —0.031 | —0.062 | —0.102 | +0.074 | +0.026 | +0.053 | —0.077 | +0.018 |
| 1926 | —0.056 | —0.024 | —0.002 | —0.026 | —0.013 | —0.013 | —0.071 | +0.052 | +0.007 | +0.103 |
| 1927 | —0.007 | +0.019 | —0.015 | —0.008 | —0.016 | —0.013 | —0.015 | —0.016 | +0.013 | —0.001 |
| 1928 | —0.079 | —0.059 | —0.001 | —0.069 | —0.058 | +0.109 | +0.018 | —0.115 | —0.129 | +0.141 |
| 1929 | —0.044 | —0.011 | +0.065 | —0.146 | +0.014 | —0.132 | +0.038 | +0.066 | —0.020 | —0.059 |
| 1930 | —0.022 | —0.076 | —0.032 | —0.049 | +0.040 | +0.022 | —0.038 | —0.047 | —0.117 | +0.045 |
| **1925—1930** | **—0.015** | **—0.017** | **—0.005** | **—0.047** | **—0.011** | **+0.002** | **+0.001** | **—0.005** | **—0.034** | **+0.027** |

PROBABILITÀ CHE IN $x$ TERMINI DI UNA SERIE ERRATICA RELATIVA A UN FENOMENO CHE PRESENTA SOLO DUE MODALITÀ SI VERIFICHINO 0,1 O 2 VARIAZIONI. SUE APPLICAZIONI ALLE DISPOSIZIONI DEI SESSI NELLE FRATELLANZE UMANE.

Nello schema sopra considerato, abbiamo dapprima supposto che le $m$ quantità considerate si potessero tutte ordinare in graduatoria crescente, vale a dire che fossero tutte diverse tra loro. Questa ipotesi risponde praticamente a realtà tutte le volte che si tratta di valori assunti da una variabile continua, come la statura, il peso, la ricchezza etc. o quando si tratta di frequenze relative a grandi masse di osservazioni, come era il caso per il rapporto dei sessi nelle nascite di una popolazione, al quale abbiamo applicato il criterio per giudicare della esistenza di tendenze continuative e compensatrici.

Altre volte però tale ipotesi non risponde al vero e noi abbiamo pure trattato il caso in cui alcune delle quantità considerate non siano diverse fra loro. Il caso estremo in questo senso si ha quando le quantità considerate ammettono solo due valori, nel qual caso si può far rientrare anche quello in cui si è in presenza, anzi che di un fenomeno quantitativo, di un fenomeno qualitativo, come il sesso, il quale ammette due modalità alternative. In tal caso, ad una modalità si può far corrispondere il valore 1 e all'altra il valore 0 e trattare poi i termini successivi di una serie di modalità come termini successivi di una serie di quantità.

La probabilità che $x$ termini siano tutti non decrescenti o tutti non crescenti si riduce allora alla probabilità che gli $x$ termini successivi di una seriola presentino tutti la stessa modalità ovvero che i primi presentino una delle due modalità e i successivi l'altra modalità, in altre parole che nella seriola non vi sia più di una *variazione di modalità* e conseguentemente vi siano almeno $x-2$ *permanenze di modalità.*

Indichiamo con $p$ la probabilità che si avveri una delle due modalità (quella, ad esempio, a cui facciamo corrispondere il valore 1) e con $q = 1-p$ la probabilità che si avveri l'altra modalità (a cui facciamo corrispondere il valore 0), e supponiamo, da principio, che nel primo termine della seriola si sia avuta la modalità 1.

La probabilità che tutti gli $x$ termini della seriola sieno $= 1$, sarà $= p^x$, la probabilità che sieno $= 1$ tutti i termini salvo l'ultimo, sarà $= p^{x-1} q$; e, in generale, la probabilità che gli ultimi $i$ termini siano $= 0$ e i primi $x-i$ siano $= 1$, sarà $= p^{x-i} q^i$.

La somma di tali probabilità

$$D_x = \sum_{i=0}^{x-1} p^{x-i} q^i \qquad (14)$$

dà la probabilità che, il primo termine essendo $= 1$, non vi sia, in una seriola di $x$ termini, più di una variazione di modalità.

Si noti che la (14) è una progressione geometrica che ha per primo termine $p^x$ e per ragione $q/p$. Valendosi della nota formula che dà la somma dei termini di una progressione geometrica, si ottiene:

$$D_x = p \frac{p^x - q^x}{p - q}. \qquad (15)$$

Analogamente si ottiene

$$C_x = q \frac{p^x - q^x}{p - q} \qquad (16)$$

per la probabilità che, il primo termine essendo $= 0$, non vi sia, nella seriola di $x$ termini, più di una variazione di modalità.

Sommando la (15) e la (16), si ottiene la probabilità che gli $x$ termini di una seriola non presentino più di una variazione di modalità; essa sarà

$$P_x = D_x + C_x = \frac{p^x - q^x}{p - q}. \qquad (17)$$

Le formule (14), (15), (16) valgono però solo per $p \neq q$. Per $p = q = \frac{1}{2}$, si ottiene immediatamente dalla (14)

$$D_x = \frac{x}{2^x} \qquad (18)$$

e analogamente

$$C_x = \frac{x}{2^x}$$

e quindi

$$P_x = \frac{x}{2^{x-1}}. \qquad (19)$$

D'altra parte, la probabilità che gli $x$ termini presentino tutti la modalità 1 è, come si è detto,

$$^0D_x = p^x \qquad (20)$$

e analogamente la probabilità che tutti presentino la modalità 0

$$^0C_x = q^x \qquad (21)$$

e quindi la probabilità che gli $x$ termini presentino tutti la stessa modalità (sia questa 1 o 0), ossia che nella seriola non vi sia nessuna variazione di modalità, sarà

$$^0P_x = {}^0D_x + {}^0C_x = p^x + q^x \qquad (22)$$

che per $p = q = \frac{1}{2}$ diviene

$$^0P_x = \frac{1}{2^{x-1}}.$$

Sottraendo le (20), (21), (22), dalle (15), (16), (17) o dalle (18), (19) si hanno le rispettive probabilità che gli $x$ termini presentino una sola variazione di modalità. Queste probabilità saranno date, per $p \neq q$, da

$$^1D_x = p\,q\,\frac{p^{x-1} - q^{x-1}}{p - q} = {}^1C_x \qquad (23)$$

$$^1P_x = {}^1D_x + {}^1C_x = 2\,p\,q\,\frac{p^{x-1} - q^{x-1}}{p - q} \qquad (24)$$

e, per $p = q$, da

$$^1D_x = \frac{x - 1}{2^x} = {}^1C_x \qquad (25)$$

$$^1P_x = \frac{x - 1}{2^{x-1}}. \qquad (26)$$

Potrà infine interessare di conoscere la probabilità che in una seriola di $x$ termini, vi siano due variazioni di modalità. Si osservi che sarà per ciò necessario che il primo termine abbia la stessa modalità dell'ultimo e che, nell'interno della seriola, vi sieno non più di $x - 2$ termini consecutivi con l'altra modalità. Ammesso che il primo termine presenti la modalità 1, la probabilità di una disposizione in cui $i$ termini consecutivi presentino modalità 0, sarà $= p^{x-i} q^i$. D'altra parte vi potranno essere $x - i - 1$ disposizioni i cui termini estremi hanno la modalità 1 e in cui $i$ termini consecutivi hanno la modalità 0. La probabilità che, il primo termine presentando la modalità 1, si presentino in $x$ termini due variazioni di modalità sarà quindi

$$^2D_x = \sum_{i=1}^{x-2} (x - i - 1)\, p^{x-i} q^i \qquad (27)$$

che potrà anche scriversi

$$^2D_x = p \sum_{i=1}^{x-2} (x - i - 1)\, p^{x-i-1} q^i \qquad (28)$$

Per $p \neq q$, questa si riduce a

$$^2D_x = \frac{p^2 q}{(p - q)^2} [(x - 2)\, p^{x-1} - (x - 1)\, p^{x-2} q + q^{x-1}] \qquad (29)$$

e, per $p = q$, a

$$^2D_x = \frac{(x - 1)(x - 2)}{2^{x+1}}. \qquad (30)$$

Analogamente si trova, per la probabilità di avere in $x$ termini due variazioni di modalità, il primo termine presentando la modalità 0,

$$^2C_x = q \sum_{i=1}^{x-2} (x - i - 1)\, q^{x-i-1}\, p^i \qquad (31)$$

In generale, la probabilità di avere in $x$ termini due variazioni di modalità sarà quindi per $p \neq q$,

$$^2P_x = \frac{p\,q\,(x-2)}{(p-q)^2}\,[(p^x + q^x) - (p^{x-1}\,q + q^{x-1}\,p)] = \\ = (x-2)\,p\,q\,\frac{p^{x-1} - q^{x-1}}{p-q} \qquad (32)$$

e, per $p = q$,

$$^2P_x = \frac{(x-1)\,(x-2)}{2^x}. \qquad (33)$$

Le formule precedenti trovano un appropriato campo di applicazione nelle disposizioni dei sessi nelle fratellanze di $x$ membri.

La probabilità di una nascita maschile (che indicheremo con $p$) generalmente di poco supera quella di una nascita femminile (che indicheremo con $q$). Fino che sia $p < 0{,}52$ le formule (18), (19), (25), (26), (30), (33) sono applicabili; quando invece sia $p > 0{,}52$ è consigliabile ricorrere alle formule (15), (17), (23), (24), (29), (32).

La tavola seguente (tavola VII) dà i risultati dello spoglio dei dati concernenti 4915 famiglie di ecclesiastici svedesi con due o più figli, rilevati dal XVI secolo ai nostri giorni [1].

---

[1] I dati sono ricavati dalle pubblicazioni seguenti: *Biografisk matrikel över svenska kyrkans prästerskap* (*Biographical calendar of the clergymen of the Swedish Church*). 1901, 1914-1934. By H. Th. Ohlsson. - *Carlstads stifts herdaminne* I-III. 1846-1849. By J. Hammarin. - *Göteborgs stifts herdaminne*. 1885-1949. By K. Norbotg. - *Härnosands stifts herdaminne* I-IV. 1923-1928. By L. Bygden. - *Kalmar stifts herdaminne*. 1909. By G. Kalberg. - *Linköpings stifts herdaminne* I-IV. 1915-1920. By J. A. Westerlund und J. A. Setterdahl. - *Lund stifts herdaminne* I-V. 1854-1858.

TAVOLA VII

*Famiglie di ecclesiastici svedesi* (dati osservati).

| Numero delle variazioni di sesso | NUMERO DEI FIGLI | | | | | | | | | | Totale famiglie |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | |
| 0 | 374 | 216 | 109 | 44 | 13 | 6 | 2 | — | — | — | 764 |
| 1 | 383 | 415 | 283 | 169 | 95 | 40 | 17 | 4 | 1 | 2 | 1.409 |
| 2 | — | 184 | 299 | 251 | 186 | 100 | 53 | 29 | 14 | 4 | 1.120 |
| più di 2 | — | — | 81 | 206 | 271 | 267 | 252 | 213 | 131 | 201 | 1.622 |
| TOTALE FAMIGLIE. . . | 757 | 815 | 772 | 670 | 565 | 413 | 324 | 246 | 146 | 207 | 4.915 |

Applicando le formule (23), (30), (33), si sono ottenuti i valori teorici delle famiglie che nella figliolanza presentano 0, 1 o 2 variazioni di sesso, mentre il numero teorico delle famiglie con più di due variazioni di sesso risulta per differenza.

Tali valori teorici sono esposti nella tavola VIII.

Nella tavola IX sono indicati, alla col. 1, i rapporti tra i valori effettivi e i valori teorici per tutte le famiglie considerate, contenuti nell'ultima colonna delle tavole VII e VIII; alla col. 2, i rapporti analoghi per le famiglie da 2 a 6 figli e, alla col. 3, i rapporti analoghi per le famiglie numerose (con 7 o più figli).

---

By C. CAVALLIN. – *Skara stifts herdaminne* I-II. 1871-1874. By J. V. WARHOLM. – *Skara stifts herdaminne* I-II. 1928-1931. By L. A. CEDERBOM and C. O. FRIBERG. – *Strängnäs stifts herdaminne* I-IV. 1897-1901. By K. A. HAGSTRÖM. – *Uppsala ärkestifts herdaminne* I-III. 1842-1845. By J. E. FANT and A. T. LASTBOM. – *Uppsala ärkestifts herdaminne* IV.1 893. By L. NYSTÖRM. – *Visby stifts herdaminne*. 1868. Suppl. 1892. By O. V. LEMBKE. – *Västeràs stifts prerdaminne*. New series 180-8g By P. A. LJUNGBERG. – *Västeràs stifts herdaminne* I-III. 1843-1846. By J. F. MUNKTELL. – *Växjö stifts herdaminne* I-VIII. 1921-1934. By G. WIRDESTAM. (Per la comprensione dei titoli, tengasi presente che *Stift* significa « diocesi »; *Aerkestift*, « archidiocesi »; *Herdaminne* « annali della diocesi o archidiocesi »).

Lo spoglio venne cortesemente eseguito dall'Istituto di Genetica umana e Biologia delle Razze dell'Università di Uppsala, diretto dal prof. G. DAHLBERG.

Non abbiamo tenuto conto di 562 famiglie con un solo figlio, che non possono dar luogo a diverse disposizioni dei sessi e quindi non interessano ai fini della nostra ricerca.

TAVOLA VIII

*Famiglie di ecclesiastici svedesi* (dati teorici).

| Numero delle variazioni di sesso | NUMERO DEI FIGLI | | | | | | | | | | Totale famiglie |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 01 | 11 | |
| 0 | 378,50 | 203,75 | 96,50 | 41,87 | 17,69 | 6,44 | 2,53 | 0,96 | 0,28 | 0,20 | 748,72 |
| 1 | 378,50 | 407,50 | 289,50 | 167,50 | 88,25 | 38,70 | 17,72 | 7,68 | 2,57 | 2,03 | 1.399,95 |
| 2 | — | 203,75 | 289,50 | 251,25 | 176,56 | 96,81 | 53,17 | 26,91 | 10,26 | 9,09 | 1.117,30 |
| più di 2 | — | — | 96,50 | 209,38 | 282,50 | 271,05 | 250,58 | 210,45 | 132,89 | 195,68 | 1.649,03 |
| TOTALE FAMIGLIE. . . | 757 | 815 | 772 | 670 | 565 | 413 | 324 | 246 | 146 | 207 | 4.915 |

Tra parentesi è indicato il numero delle famiglie a cui i rapporti si riferiscono.

L'andamento dei rapporti alla col. 3 è opposto a quello dei rapporti alla col. 2.

TAVOLA IX

*Famiglie di ecclesiastici svedesi.*

| Numero delle variazioni di sesso | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figliolanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella col. 1 | | |
|---|---|---|---|
| | famiglie con 2-6 figli | famiglie con oltre 6 figli | totale famiglie |
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| 0 | 1,024 (756) | 0,768 (8) | 1,020 (764) |
| 1 | 1,033 (1.375) | 0,932 (64) | 1,007 (1.409) |
| 2 | 0,999 (820) | 1,019 (200) | 1,002 (1.120) |
| più di 2 | 0,948 (538) | 1,003 (1.064) | 0,984 (1.622) |

I rapporti alla col. 2, relativi alle famiglie con 2-5 figli, mostrano un eccesso, rispetto al loro numero teorico, delle figliolanze osservate con 0 o con 1 variazione e un deficit delle figliolanze osservate con 2 o con più di due variazioni, mentre l'opposto si verifica per le famiglie con 6 o più figli.

Questi risultati sono in armonia con quelli che avevamo ottenuti in precedenti ricerche.

Noi avevamo effettivamente trovato che

1) le diverse coppie matrimoniali hanno una leggera tendenza a produrre preferibilmente figli di un sesso ;

2) questa tendenza tende a variare nel corso della generazione, per modo che le famiglie in cui sono nati più figli di un sesso hanno tendenza a produrne meno nelle nascite successive (1).

In base a tali risultati, sarebbe stato da attendersi che la frequenza effettiva delle figliolanze con punte o poche variazioni di sesso risultasse superiore alla rispettiva frequenza teorica nelle famiglie meno numerose e al contrario inferiore nelle famiglie molto numerose. È quanto effettivamente mostra la tavola IX.

Abbiamo dati analoghi per 1806 famiglie con 2 o più figli della città di Middelburg (Olanda), pubblicati nell'anno 1853 (2).

TAVOLA X

*Famiglie della città di Middelburg* (1853).

| Numero delle variazioni di sesso | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figliolanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella col. 1 | | |
|---|---|---|---|
| | famiglie con 2-5 figli | famiglie con 6 o più figli | totale famiglie |
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| 0 | 1,045 (370) | 0,875 (7) | 1,041 (377) |
| 1 | 1,064 (497) | 0,909 (40) | 1,051 (537) |
| 2 | 0,898 (327) | 1,039 (107) | 0,929 (434) |
| più di 2 | 0,914 (96) | 1,003 (361) | 0,983 (458) |

(1) Vedi : *Il sesso dal punto di vista statistico*, Sandron, Palermo 1908 (in vendita presso il Comitato italiano per lo studio dei problemi della popolazione, Roma, Via Terme di Diocleziano, 10) ; *Considerazioni sulle probabilità a posteriori e applicazioni al rapporto dei sessi nelle nascite umane*, in « Studi Economico-Giuridici della R. Università di Cagliari », Anno III, 1911, riprodotto in « Metron », vol. XV, n. 1-4, 15-VII-1949. Queste conclusioni erano già state in gran parte raggiunte nella tesi di laurea *Intorno alla distribuzione dei sessi nelle nascite umane*. Università di Bologna, 1905. Vedi pure in proposito A. PREVOSTI, *Estudio de algunos aspectos de la proporción de los sexos en el hombre* in « Trabajos del Instituto Bernardino de Sahagun de Antropologia y Etnologia », Barcelona, 1950 ; C. GINI, *Combinations and sequences of sexes in human families and mammal litters*, in « Acta Genetica et Statistica medica », vol. II, fasc. 3, 1951.

(2) Ricavati dalla pubblicazione di L. JANSE, *Bijdrage tot het onderzoek naar de Oorzaken der Geslachtsverhouding bij de Geborten*, Middelburg, Abrahams, 1853.

La tavola X mostra i rapporti tra le frequenze effettive e le teoriche nelle varie categorie di famiglie. Il loro andamento è analogo a quello dei rapporti alla tavola IX concernenti i dati svedesi.

Altri dati disponibili si riferiscono a famiglie italiane numerose, con 7 o più figli, e viceversa a famiglie con 2-5 figli.

La tavola XI contiene (col. 2) dati raccolti, prima della guerra mondiale del 1914-1918, dal prof. M. Boldrini, relativi a 454 famiglie con 2-5 figli di ricoverati nel manicomio di Brusegana (prov. di Padova) e (col. 3) dati relativi a 1832 famiglie romane pure con 2-5 figli, comunicatimi, verso la stessa epoca, dall'ufficio di statistica della città di Roma. Sia gli uni che gli altri mostrano un'eccedenza delle figliolanze di un solo sesso.

TAVOLA XI

*Famiglie italiane con 2-5 figli.*

| Numero delle variazioni di sesso<br>1 | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figliolanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella col. 1 | |
|---|---|---|
| | Ricoverati al manicomio di Brusegana<br>2 | Famiglie di Roma<br>3 |
| 0 | 1,183 (141) | 1,043 (521) |
| 1 | 0,971 (183) | 0,983 (774) |
| 2 | 0,844 (85) | 1,000 (398) |
| più di 2 | 0,985 (45) | 0,940 (139) |

Al contrario, 3303 famiglie numerose italiane con 7 o più figli presentano, per dette figliolanze di un solo sesso, una frequenza effettiva inferiore alla teorica (vedi tav. XII).

TAVOLA XII

*Famiglie numerose italiane* (con almeno 7 figli).

| Numero delle variazioni di sesso<br>1 | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figliolanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella col. 1<br>2 |
|---|---|
| 0 | 0,89 (25) |
| 1 | 1,18 (218) |
| 2 | 0,95 (493) |
| più di 2 | 1,00 (2.566) |

Questi risultati concordano dunque con quelli sopra esposti relativi alle famiglie di ecclesiastici svedesi e alle famiglie di Middelburg.

Per ciò che riguarda le altre categorie di figliolanze (con 1,2 e oltre 2 variazioni di sesso), l'andamento dei dati non è molto netto, forse per il numero ristretto dei casi osservati.

Disponiamo pure di dati relativi a 3322 famiglie nobili italiane con 2 o più figli. Essi sono ricavati da uno spoglio che l'avvocato G. Asquer (allora studente all'Università di Cagliari) ha eseguito dai bollettini ufficiali della Consulta Araldica, pubblicati al principio di questo secolo.

Altri dati infine si riferiscono a 705 famiglie nobili con due o più figli della città di Cagliari e si estendono dal secolo XVI alla fine del secolo XIX. Essi si basano sugli estratti dei registri parrocchiali di quella città ricavati dal Marchese di Neoneli, di cui pure ha fatto lo spoglio l'avv. G. Asquer.

I risultati ricavati da queste due ultime rilevazioni sono raccolti nelle tavole XIII e XIV. Essi si allontanano dai precedenti.

Quelli relativi alla nobiltà italiana (tav. XIII) presentano una frequenza di maschi eccezionale (57 su 100 nati) e una fre-

TAVOLA XIII

*Famiglie nobili italiane.*

| Numero delle variazioni di sesso | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figliolanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella colonna 1 | | |
|---|---|---|---|
| | famiglie con 2-5 figli | famiglie con almeno 6 figli | Totale famiglie |
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| 0 | 1,135 (1.018) | 1,385 (18) | 1,138 (1.036) |
| 1 | 0,989 (1.231) | 1,114 (6) | 0,0998 (1.292) |
| 2 | 0,855 (464) | 0,973 (109) | 0,875 (573) |
| più di 2 | 0,841 (148) | 0,951 (273) | 0,909 (421) |

quenza effettiva di famiglie con figli tutti di un sesso molto più elevata della teorica. Nelle altre categorie di figliolanze (con 1,2 e più di 2 variazioni di sesso) la frequenza effettiva resta inferiore alla teorica. Le famiglie con oltre 5 figli mostrano in tutte le categorie un rapporto dal numero effettivo al numero teorico più elevato delle famiglie con 2-5 figli. Non ci si può sottrarre

al sospetto che vi siano state omissioni nelle femmine registrate, e ciò principalmente nelle famiglie numerose.

I dati infine relativi alle famiglie nobili cagliaritane (tavola XIV) presentano un andamento molto diverso da quello di tutte le famiglie precedentemente considerate. Essi infatti mostrano un numero effettivo di figliolanze di un solo sesso inferiore al teorico, e ciò sia per il complesso di tali famiglie che per quelle con 2-5 figli o con 6 figli e più. Non conoscendo il modo con cui vennero fatti gli estratti dai registri parrocchiali, questa discordanza lascia perplessi.

TAVOLA XIV

*Famiglie nobili cagliaritane.*

| Numero delle variazioni di sesso | Rapporto tra il numero effettivo e il numero teorico delle figillanze col numero delle variazioni di sesso indicato nella colonna 1 | | |
|---|---|---|---|
| 1 | famiglie con 2-5 figli 2 | famiglie con almeno 6 figli 3 | totale famiglie 4 |
| 0 | 0,918 (135) | 0,667 (2) | 0,913 (137) |
| 1 | 1,027 (225) | 0,833 (15) | 1,013 (140) |
| 2 | 1,050 (106) | 1,154 (45) | 1,079 (151) |
| più di 2 | 1,028 (37) | 0,986 140) | 0,994 (177) |

Comunque, era nostro scopo, non tanto di arrivare a nuovi risultati sulla distribuzione dei sessi nelle singole figliolanze — argomento già ampiamente trattato negli scritti citati alla nota a pag. 30 — quanto di fornire esempi di applicazioni delle formule, a cui siamo pervenuti in questo articolo, le quali permettono di calcolare rapidamente il numero teorico delle variazioni di sesso che, nel caso di indipendenza tra i sessi delle nascite successive, presenterebbero le singole figliolanze.

## RIASSUNTO

Data *una serie erratica* — vale a dire una serie i cui termini si succedono a caso — l'A. dimostra che la probabilità che $x$ termini successivi di essa siano tutti decrescenti è data dalla formula:

$$D_x = \frac{1}{m^x} \frac{m!}{x!\,(m-x)!}$$

(dove $m$ è il numero dei termini della serie), mentre la probabilità che gli stessi $x$ termini siano tutti non crescenti è data da :

$$D'_x = \frac{1}{m^x} \frac{(m + x - 1)!}{x!\,(m - 1)!}$$

Per $m$ abbastanza grande, si ha approssimativamente :

$$D_x \simeq \frac{1}{x!} \simeq D'_x$$

Naturalmente le probabilità $C_x$ e $C'_x$ che $x$ termini successivi siano invece tutti crescenti o tutti non decrescenti sono uguali rispettivamente alle $D_x$ e $D'_x$.

Posto $P_x = D_x + C_x$ , $P'_x = D'_x + C'_x$, potremo assumere, per $m$ abbastanza grande :

$$P_x \simeq \frac{2}{x!} \simeq P'_x$$

In base a tali formule, si può stabilire un criterio per giudicare se una serie empirica di $s$ termini non è erratica, ma dominata da tendenze continuative o compensatrici ; a tal fine basta infatti confrontare le frequenze con cui le serie parziali (seriole) di $x$ termini successivi, estratte dalla serie data, presentano termini tutti non decrescenti o tutti non crescenti con le probabilità teoriche sopra indicate.

Le formule ed i criteri precedenti sono stati applicati ai rapporti dei sessi nelle nascite umane in intervalli successivi (giornalieri, decadali, pluridecadali, mensili, annuali, quinquennali e decennali) relative a numerosi paesi (Stati, regioni) e città diverse. I risultati dei calcoli eseguiti hanno messo in luce una netta tendenza alla continuità nelle serie di termini annuali e pluriannuali, dato che le frequenze effettive delle seriole con termini tutti non crescenti o tutti non decrescenti sono risultate superiori a quelle teoriche. Il comportamento opposto si verifica invece per le serie di termini di più breve durata (ed in particolare di termini giornalieri) : esso viene attribuito dall'A. alle tendenze compensatrici che necessariamente si verificano tra brevi periodi per le irregolarità delle rilevazioni, in quanto, se in qual-

che giorno vengono ritardate le denunce delle nascite di un sesso più che dell'altro, necessariamente nei giorni successivi verranno dichiarate più nascite del sesso opposto.

Ulteriori applicazioni sono state eseguite dall'A. alle disposizioni dei sessi nelle fratellanze umane, mettendo in luce come la frequenza delle fratellanze con poche o punte variazioni di sesso risulti superiore alla rispettiva frequenza teorica nelle famiglie meno numerose e al contrario inferiore nelle famiglie molto numerose.

Tale risultato risulta in accordo con precedenti ricerche dell'A., secondo cui le diverse coppie matrimoniali hanno una leggera tendenza a produrre preferibilmente figli di un sesso, ma questa tendenza tende a variare nel corso della generazione, per modo che le famiglie, in cui sono nati più figli di un sesso, hanno tendenza a produrne meno nelle nascite successive.


## RÉSUMÉ

Etant donnée une *série erratique* — c'est-à-dire une série dont les termes se succèdent au hasard — l'auteur démontre que la probabilité que $x$ de ces termes successifs soient tous décroissants est donnée par la formule :

$$D_x = \frac{1}{m^x} \frac{m!}{x!\,(m-x)!}$$

(où $m$ est le nombre des termes de la série), tandis que la probabilité que ces mêmes $x$ termes soient tous non croissants est donnée par :

$$D'_x = \frac{1}{m^x} \frac{(m+x-1)!}{x!\,(m-1)!}.$$

Pour $m$ assez grand, on a approximativement :

$$D_x \simeq \frac{1}{x!} \simeq D'_x$$

Naturellement les probabilités $C_x$ et $C'_x$ que $x$ termes successifs soient au lieu tous croissants ou tous non décroissants sont respectivement égales à $D_x$ et $D'_x$.

Etant donné $P_x = D_x + C_x$, $P'_x = C_x + C'_x$, nous pourrons prendre, pour $m$ assez grand :

$$P_x \simeq \frac{2}{x!} \simeq P^x$$

Sur la base de ces formules on peut établir un critérium pour juger si une série empirique des termes n'est pas erratique, mais est dominée par des tendances continues ou compensatrices ; dans ce but, il suffit, en effet, de comparer avec les probabilités théoriques sus-indiquées les fréquences avec lesquelles les séries partielles (sérioles) de $x$ termes successifs, extraites de la série donnée, présentent des termes tous non décroissants ou tous non croissants.

Les formules et les critériums qui précèdent ont été appliqués aux rapports des sexes dans les naissances humaines au cours de périodes successives (journées, décades, plusieurs décades, mois, années, cinq années et dix années) pour de nombreux pays (Etats, régions) et pour diverses villes. Les résultats des calculs effectués ont mis en lumière une tendance nette à la continuité dans les séries de termes annuels et multi-annuels, puisque les fréquences effectives de sérioles avec des termes tous non croissants ou tous non décroissants se sont montrées supérieures à celles théoriques. C'est, au lieu, le contraire qui arrive pour des séries de termes de plus courte durée (et en particulier lorsqu'il s'agit de termes d'une journée) ; ce que l'auteur attribue aux tendances compensatrices qui apparaissent nécessairement dans le cas des périodes de courte durée par suite d'irrégularités des relevés, attendu que si un jour, ou quelques jours, les déclarations de naissance sont retardées pour un sexe plus que pour l'autre, les jours suivants on déclarera nécessairement plus de naissances du sexe opposé.

Des applications ultérieures ont été faites par l'auteur aux distributions des sexes dans les familles humaines, et elles ont mis en lumière que la fréquence des familles avec peu ou point de variations des sexes apparaît supérieure à la fréquence théorique respective dans les familles moins nombreuses et, au contraire, inférieure dans les familles très nombreuses.

Ce résultat concorde avec des recherches antérieures de l'auteur, selon lesquelles les divers couples de mariés ont une fai-

ble tendance à produire de préférence des enfants du même sexe, mais cette tendance tend à varier dans le cours de la génération, de sorte que les familles dans lesquelles sont nés plus d'enfants de ce sexe tendent à en produire moins dans les naissances suivantes.


## Summary

Given an *erratic series* — that is a series the terms of which follow each other at random — the author shows that the probability that $x$ of its successive terms are all decreasing is given by the formula :

$$D_x = \frac{1}{m^x} \frac{m!}{x!\,(m-x)!}$$

($m$ being the number of the terms of the series), while the probability that the same $x$ terms are all not increasing is given by :

$$D'_x = \frac{1}{m^x} \frac{(m+x-1)!}{x!\,(m-1)!}.$$

For $m$ adequately large, there is approximately :

$$D_x \simeq \frac{1}{x!} \simeq D'_x$$

Naturally the probabilities $C_x$ and $C'_x$ that $x$ successive terms be instead all increasing or all not decreasing are equal, respectively, to $D_x$ and $D'_x$.

Given $P_x = D_x + C_x$ , $P'_x = D'_x + C'_x$, we may assume, for $m$ adequately large :

$$P_x \simeq \frac{2}{x!} \simeq P'_x$$

On the basis of these formulae a criterion can be established to judge whether an empiric series of $s$ terms is not erratic, but is regulated by continuous or compensatory tendencies ; indeed, for that purpose it is sufficient to compare with the theoretical

probabilities indicated above the frequencies with which the partial series of $x$ successive terms, extracted from the given series, present terms all not decreasing or all not increasing.

The preceding formulae and criteria were applied to the ratios between the sexes in human births during successive periods (days, ten-day periods, pluri-ten-day periods, months, years, five years and ten years) for numerous countries (States, regions) and different towns. The results of the calculations thus effected showed a clear tendency to continuity in the series of annual and pluriannual terms, since the actual frequencies of the partial series with terms all not increasing or all not decreasing turned out to be higher than the theoretical frequencies. An opposite position is seen in the case of series of terms of a shorter duration (particularly of terms of one day) ; this is attributed by the author to the compensatory tendencies which necessarily arise between short periods owing to irregularities in the information : if in one day or a few days the birth declarations for one sex are retarded more than for the other, in the following days more birth declarations for the other sex are necessarily made.

Further applications were made by the author to the distribution of the sexes in human families, whereby it was shown that the frequency of families with few or no variations of the sexes was higher than the respective theoretical frequency in the less numerous families and, instead, lower in the very numerous families.

That tallies with former investigations by the author, according to which the different married couples have a slight tendency to procreate preferably children of one sex, but this tendency tends to change in the course of the generation, so that the families in which more children of one sex were born show a tendency to procreate less children of that sex in the following births.

## Zusammenfassung

Gegeben eine *erratische Reihe* — d. h. eine Reihe, deren Glieder zufällig aufeinander folgen — so beweist der Verfasser, dass die Wahrscheinlichkeit, dass $x$ aufeinander folgende Glie-

der besagter Reihe alle abnehmend seien, aus dieser Formel erhellt :

$$D_x = \frac{1}{m^x} \frac{m!}{x!\,(m-x)!}$$

(wo $m$ die Anzahl der Reihenglieder ist), während die Wahrscheinlichkeit, dass dieselben $x$ Glieder alle nicht zunehmend seien, gegeben ist durch

$$D'_x = \frac{1}{m^x} \frac{(m+x-1)!}{x!\,(m-1)!}.$$

Für $m$ genügend gross hat man annähernd :

$$D_x \simeq \frac{1}{x!} \simeq D'_x$$

Natürlich sind die Wahrscheinlichkeiten $C_x$ und $C'_x$, dass $x$ aufeinander folgende Glieder dagegen alle zunehmend oder alle nicht abnehmend seien, den Wahrscheinlichkeiten $D_x$ bezw. $D'_x$ gleich.

Setz man $P_x = D_x + C_x$ , $P'_x = P'_x + C'_x$ , so kann man annehmen, für $m$ genügend gross :

$$P_x \simeq \frac{2}{x!} \simeq P'_x$$

Auf Grund dieser Formeln kann man ein Kriterium aufstellen, um zu beurteilen, ob eine empirische Reihe mit $s$ Gliedern nicht erratisch ist, sondern durch kontinuierliche oder kompensierende Tendenzen beherrscht wird ; zu diesem Zweck genügt es tatsächlich, die Frequenzen, mit welchen die aus der gegebenen Reihe entnommenen Teilreihen von $x$ aufeinander folgenden Gliedern alle nicht abnehmende oder alle nicht zunehmende Glieder zeigen, mit den oben angegebenen theoretischen Wahrscheinlichkeiten zu vergleichen.

Die vorhergehenden Formeln und Kriterien wurden auf das Verhältnis der Geschlechtern bei den menschlichen Geburten angewandt und zwar in aufeinander folgenden Zeitperioden (eintägig, dekadisch, mehrdekadisch, einmonatig, einjährig, fünf-

jährig und zehnjährig) für zahlreiche Länder (Staaten, Gegenden) und verschiedene Städte. Die Ergebnisse der durchgeführten Berechnungen brachten ans Licht eine klare Tendenz zur Kontinuität bei den Reihen der einjährigen und mehrjährigen Gliedern, da die tatsächlichen Frequenzen der Teilreihen nit Gliedern alle nicht zunehmend oder alle nicht abnehmend sich höher erwiesen, als die theoretischen Frequenzen. Das Gegenteil lässt sich feststellen in Bezug auf die Reihen von Gliedern kürzerer Dauer (insbesondere für die eintägigen Glieder) : dieses wird vom Verfasser den kompensierenden Tendenzen zugeschrieben, die sich notwendigerweise zwischen sehr kurzen Perioden ergeben, infolge von Unregelmässigkeiten der Nachweise, denn wenn an einem oder einigen Tagen die Geburtsanmeldungen bezüglich eines Geschlechts verspätet eingehen, so werden an den nächsten Tagen notwendigerweise mehr Geburten des anderen Geschlechts angemeldet.

Weitere Anwendungen hat der Verfasser auf die Verteilung der Geschlechter bei den menschlichen Familien gemacht, wobei festgestellt wurde, dass die Frequenz der Familien mit wenigen oder keinen Variationen der Geschlechter bei den weniger kinderreichen höher, bei den sehr kinderreichen dagegen niedriger als die theoretische Frequenz war.

Dieses Ergebnis stimmt mit früheren Untersuchungen des Verfassers überein, nach welchen die verschiedenen Ehepaare eine leichte Tendenz haben, vorzugsweise Kinder des einen Geschlechts zu erzeugen, diese Tendenz aber zu variieren neigt im Laufe der Generation, so dass die Familien, bei welchen mehr Kinder des einen Geschlechts geboren wurden, dazu tendieren, weniger Kinder dieses Geschlechts bei den folgenden Geburten zu erzeugen.

GERHARD TINTNER

# The Distribution of the Variances of Variate Differences in the Circular Case

We define a circular universe in such a way that the items number $N+i$ and $-N+i$ is identified with the item i (see (1)). Let $x_1, x_2 \ldots x_N$ be a sample from this population. The individual items of the population are normally distributed with mean zero and variance $\sigma^2$.

The sample variance of the $k-th$ difference series of the original series is defined as:

$$V_k = \frac{\sum_{t=1}^{N} (\Delta^k x_t)^2}{N_{2k} C_k} \tag{1}$$

where the expression $\Delta^k x_t$ is the $k-th$ finite difference of the item $x_t$. These differences are computed in the circular fashion. ${}_{2k}C_k$ is a binomial coefficient, the number of combinations of $2k$ things taking $k$ at a time (see (2) p. 112, (5) p. 140, (6) p. 311).

The characteristic function ((4) pp. 90 ff.) of the sampling variance of the $k-th$ difference series is denoted by $g(t)$. The joint distribution of the variables $x_1, x_2, \ldots x_N$ is given by

$$f(x_1, x_2 \ldots x_N) = \frac{e^{\frac{-1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^{N} x_t^2}}{(2\pi)^{\frac{N}{2}} \sigma^N}. \tag{2}$$

---

*I am much obliged to my colleague J. GURLAND (Iowa State College) for advice and criticism. *Journal Paper J-1747 of the Agricultural Experiment Station*, Ames Iowa. Project No. 1200.

Hence we have:

$$g(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itV_k} f(x_1, x_2 \dots x_N)\, d x_1\, d x_2 \dots d x_N . \qquad (3)$$

But we have from (1):

$$V_k = \frac{1}{N\ {}_{2k}C_k}\Big[{}_{2k}C_k \sum_{t=1}^{N} x_t^2 - 2\ {}_{2k}C_{k-1}\Big(\sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t+1} + \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t-1}\Big) \qquad (4)$$

$$+ 2\ {}_{2k}C_{k-2}\Big(\sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t+2} + \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t-2}\Big) - \dots$$

$$(-1)^k\, 2\ {}_{2k}C_0\Big(\sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t+k} + \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t-k}\Big)\Big].$$

Hance the exponent in (3) appears as follows:

$$\frac{1}{2\sigma^2}\Big[\frac{(-1)^{k+1}\, 2\, i\, t\, \sigma^2\ {}_{2k}C_0 \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t-k}}{N\ {}_{2k}C_k} + \dots \qquad (5)$$

$$+ \frac{2\, i\, t\, \sigma^2\ {}_{2k}C_{k-1} \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t-1}}{N\ {}_{2k}C_k} + \frac{(1 - 2\, i\, t\, \sigma^2\ {}_{2k}C_k)}{N\ {}_{2k}C_k} \sum_{t=1}^{N} x_t^2$$

$$+ 2\, i\, t\, \sigma^2\ {}_{2k}C_{k+1} \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t+1} - \dots (-1)^{k+1}\, 2\, i\, t\, \sigma^2\ {}_{2k}C_{2k} \sum_{t=1}^{N} x_t\, x_{t+k}\Big].$$

It can easily be shown that

$$g(t) = D^{-\frac{1}{2}} \qquad (6)$$

where $D$ is the following determinant (circulant):

$$D = \begin{vmatrix} a_0 & a_1 \dots a_k & 0 \dots a_k & a_{k-1} \dots a_1 \\ a_1 & a_0 \dots a_{k-1} & a_k \dots 0 & a_k \dots a_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_1 & a_2 \dots a_k & 0 \dots a_k & a_{k-1} \dots a_0 \end{vmatrix} . \qquad (7)$$

We have from (5):

$$a_0 = 1 - \frac{2\,i\,t\,\sigma^2\,{}_{2^k}C_k}{N\,{}_{2^k}C_k} \tag{8}$$

$$a_1 = \frac{2\,i\,t\,\sigma^2\,{}_{2^k}C_{k-1}}{N\,{}_{2^k}C_k}$$

$$a_2 = \frac{-2\,i\,t\,\sigma^2\,{}_{2^k}C_{k-2}}{N\,{}_{2^k}C_k}$$

. . . . . .

$$a_k = \frac{(-1)^{k+1}\,2\,i\,t\,\sigma^2\,{}_{2^k}C_0}{N\,{}_{2^k}C_k}\,.$$

Since $D$ (7) is a circulant:

$$D = \prod_{j=0}^{N-1} (a_0 + a_1\,\omega^j + a_2\,\omega^{2j} + \ldots + \tag{9}$$

$$+ a_k\,\omega^{kj} + a_1\,\omega^{-j} + a_2\,\omega^{-2j} + \ldots + a_k\,\omega^{-kj})$$

where $\omega$ is the $N-th$ root of unity.

Since

$$\omega^j = \cos\frac{2\,\pi\,j}{N} + i\sin\frac{2\,\pi\,j}{N}$$

and

$$\omega^{-j} = \cos\frac{2\,\pi\,j}{N} - i\sin\frac{2\,\pi\,j}{N}$$

we have:

$$D = \prod_{j=0}^{N-1}\left[1 - \frac{2\,i\,t\,\sigma^2}{N\,{}_{2^k}C_k}\,({}_{2^k}C_k - 2\,{}_{2^k}C_{k-1}\cos\frac{2\,\pi\,j}{N}\right. \tag{10}$$

$$\left. + 2\,{}_{2^k}C_{k-2}\cos\frac{2\,\pi\,2\,j}{N} - \ldots\,(-1)^k\,2\,{}_{2^k}C_0\cos\frac{2\,\pi\,k\,j}{N}\right].$$

We have

$$2^{2k}\left(\sin\frac{\pi\,j}{N}\right)^{2k} = {}_{2^k}C_k - 2\,{}_{2^k}C_{k-1}\cos\frac{2\,\pi\,(j)}{N} \tag{11}$$

$$+ 2\,{}_{2^k}C_{k-2}\cos\frac{2\,\pi\,(2\,j)}{N} - \ldots\,(-1)^k\,2\,{}_{2^k}C_0\,\frac{\cos 2\,\pi\,(k\,j)}{N}\,.$$

Hence we get finally for our characteristic function:

$$g(t) = \prod_{j=0}^{N-1} \left[ 1 - \frac{2 i t \sigma^2 2^{2k} \left( \sin \frac{\pi j}{N} \right)^{2k}}{N_{2k} C_k} \right]^{-\frac{1}{2}} . \tag{12}$$

In order to compute the cumulants (see (4) pp. 60 ff.) we take the logarithm of the characteristic function (12):

$$h(t) = log_e g(t) = -\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{N-1} log_e \left[ 1 - \frac{2 i t \sigma^2 2^{2k} \left( \sin \frac{\pi j}{N} \right)^{2k}}{N_{2k} C_k} \right]. \tag{13}$$

The derivatives of $h(t)$ are given by the following formula:

$$\frac{d^m h(t)}{d t^m} = (m-1)! \frac{(i)^m \sigma^{2m} 2^{m-1}}{N^m ({}_{2k}C_k)^m} \sum_{j=0}^{N-1} \left[ 1 - \frac{2 i t \sigma^2 2^{2k} \left( \sin \frac{\pi j}{N} \right)^{2k}}{N_{2k} C_k} \right]. \tag{14}$$

$$. 2^{2km} \left( \sin \frac{\pi j}{N} \right)^{2km}$$

We have:

$$\sum_{j=0}^{N-1} 2^{2km} \left( \sin \frac{\pi j}{N} \right)^{2km} = N_{2km} C_{km} . \tag{15}$$

Hence the $r-th$ comulant is given by:

$$K_r = \frac{(r-1)!\, 2^{r-1} \sigma^{2r}\, {}_{2rk}C_{rk}}{N^{r-1} ({}_{2k}C_k)^r} . \tag{16}$$

The first four cumulants are given by the following expressions:

$$K_1 = \sigma^2 , \tag{17}$$

$$K_2 = \frac{2 \sigma^4\, {}_{4k}C_{2k}}{N ({}_{2k}C_k)^2} \tag{18}$$

$$K_3 = \frac{8 \sigma^6\, {}_{6k}C_{3k}}{N^2 ({}_{2k}C_k)^3} , \tag{19}$$

$$K_4 = \frac{48 \sigma^8\, {}_{8k}C_{4k}}{N^3 ({}_{2k}C_k)^4} . \tag{20}$$

For the first moment about the origin we have : $\mu_1' = K_1$. This shows that the mathematical expectation of $V_k$ is $\sigma^2$, and hence $V_k$ is unbiased.

The moments about the mathematical expectation are :

$$\mu_2 = K_2, \mu_3 = K_3$$

and

$$\mu_4 = K_4 + 3K_2^2 = \frac{12\sigma^8}{N^3 ({}_{2k}C_k)^4} [4\ {}_{8k}C_{4k} + N ({}_{2k}C_k)^2] . \qquad (21)$$

For measures of skewness we have :

$$\beta_1 = \frac{\mu_3^2}{\mu_2^3} = \frac{8 ({}_{6k}C_{3k})^2}{N ({}_{4k}C_{2k})^3} \qquad (22)$$

or alternatively :

$$\gamma_1 = \frac{K_3}{K_2^{\frac{3}{2}}} = \frac{2\sqrt{2}\ {}_{6k}C_{3k}}{\sqrt{N} ({}_{4k}C_{2k})^{\frac{3}{2}}} \qquad (23)$$

We see that both measures of skewness tend to zero as $N$ the size of the sample becomes large.

For measures of kutosis we have :

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \frac{3}{N} \left[ \frac{4\ {}_{8k}C_{4k}}{({}_{4k}C_{2k})^2} + N \right] \qquad (24)$$

$$\gamma_2 = \frac{K_4}{K_2^2} = \frac{12\ {}_{8k}C_{4k}}{N ({}_{4k}C_{2k})^2} . \qquad (25)$$

As the sample size $N$ increases we see that $\beta_2$ tends to 3 and $\gamma_2$ to zero. Hence for large samples $V_k$ approximates the normal distribution with mean $\sigma^2$ and variance (18).

The distribution of $V_k$ can be derived by the general formula :

$$F(V_k) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itV_k} g(t)\, dt . \qquad (26)$$

But in order to evaluate the integral we have to distinguish two cases :

If $N$ is even we have for $g(t)$ :

$$g_1(t) = \left(1 - \frac{2\,i\,t\,\sigma^2}{N_{2k}C_k}\right)^{-\frac{1}{2}} \prod_{j=1}^{\frac{N-2}{2}} \left[1 - \frac{2\,i\,t\,\sigma^2\,2^{2k}\left(\sin\frac{\pi\,j}{N}\right)^{2k}}{N_{2k}C_k}\right]^{-1} \tag{27}$$

and if $N$ is odd we have :

$$g_2(t) = \prod_{j=1}^{\frac{N-1}{2}} \left[1 - \frac{2\,i\,t\,\sigma^2\,2^{2k}\left(\sin\frac{\pi\,j}{N}\right)^{2k}}{N_{2k}C_k}\right]^{-1}. \tag{28}$$

We shall use a similar notation for the distribution of $V_k$ : $F_1(V_k)$ shall denote the distribution of $V_k$ is $N$ is even and $F_2(V_k)$ the same distribution if $N$ is odd.

We have the integrals :

$$\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-ixt}\,dt}{(1-b\,i\,t)\,(1-c\,i\,t)^{\frac{1}{2}}} = G_1(x\,;b\,,c) \tag{29}$$

where :

$$G_1(x\,;b\,,c) = \frac{e^{-\frac{x}{b}}\,erf\left[\sqrt{\left(\frac{1}{c}-\frac{1}{b}\right)x}\right]}{b\,.\sqrt{c}\sqrt{\frac{1}{c}-\frac{1}{b}}} \qquad x \geq 0 \tag{30}$$

and

$$erf(x) = \int_0^x \frac{2\,e^{-t^2}\,dt}{\sqrt{\pi}} = 2\int_0^{x\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{u^2}{2}}\,du \tag{31}$$

(see (3) p. 57 formula 546)

$$\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-ixt}\,dt}{1-a\,i\,t} = G_2(x\,;a) \tag{32}$$

where :

$$G_2(x;a) = \frac{e^{-\frac{x}{a}}}{a} \qquad x \geq 0 \tag{33}$$

(see (3) p. 45 formula 439).
Now we can evaluate the integral (26) by developing the products in (27) and (28) into partial fractions :

$$F_1(V_k) = \sum_{r=1}^{\frac{N-2}{2}} A_r G_1(V_k; b_r, c) \tag{34}$$

where we use the notation :

$$c = \frac{2\sigma^2}{N_{2k} C_k} \tag{35}$$

$$b_r = \frac{2\sigma^2 2^{2k} \left(\sin \frac{\pi r}{N}\right)^{2k}}{N_{2k} C_k} \tag{36}$$

$$A_r = \frac{b_r^{\frac{N-4}{2}}}{\prod_{s \neq r} (b_r - b_s)} \tag{37}$$

$$F_2(V_k) = \sum_{r=1}^{\frac{N-1}{2}} B_r G_2(V_k; a_r) \tag{38}$$

where we use the notation :

$$a_r = \frac{2\sigma^2 2^{2k} \left(\sin \frac{\pi r}{N}\right)^{2k}}{N_{2k} C_k} \tag{39}$$

$$B_r = \frac{a_r^{\frac{N-3}{2}}}{\prod_{r \neq s} (a_r - a_s)} . \tag{40}$$

$F_1(V_k)$ in formula (34) gives the distribution of the sample variance of the series of $k$—$th$ finite differences in the circular case, if $N$ is even. $F_2(V_k)$ gives the distribution for the same sample variance if $N$ is odd.

Since the sample variances of finite differences have a very complicated distribution in the non-circular case it is believed that we may use the above formulae as approximations even in the non-circular case, if $N$ is somewhat large and the effect of the assumption of circularity small.

As a first example, consider the case where $N = 7$, $\sigma^2 = 1$, $k = 2$. We have from formula (39):

$$a_r = \frac{2.2^4\left(\sin\frac{180\,r}{7}\right)^4}{7.6} = 0.761905\,(\sin 25.714285\,r)^4 \qquad (41)$$

$$(r = 1, 2, 3)$$

This gives:

$$a_1 = 0.026946,\ a_2 = 0.284224,\ a_3 = 0.687846 \qquad (42)$$

We have further from formula (37):

$$A_1 = 0.004270,\ A_2 = -0.777934,\ A_3 = 1.773664. \qquad (43)$$

Hence the exact distribution of the variance of the second difference ($k = 2$) in the circular case for $N = 7$ is according to formula (38):

$$F_2(V_2) = 0.158466\,e^{-37.111260V_2} - 2.737045\,e^{-3.518352V_2} \qquad (44)$$
$$+ 2.578579\,e^{-1.453814V_2}$$

This is represented as curve $A$ in figure 1.

For comparison we present also the normal approximation. We have from formula (17) the mean of $V_2$ which is 1 and from formula (18) its variance, which is 0.555556. We present in Figure 1, curve $B$ the normal approximation to the true distribution of the variance of the second difference in the circular case.

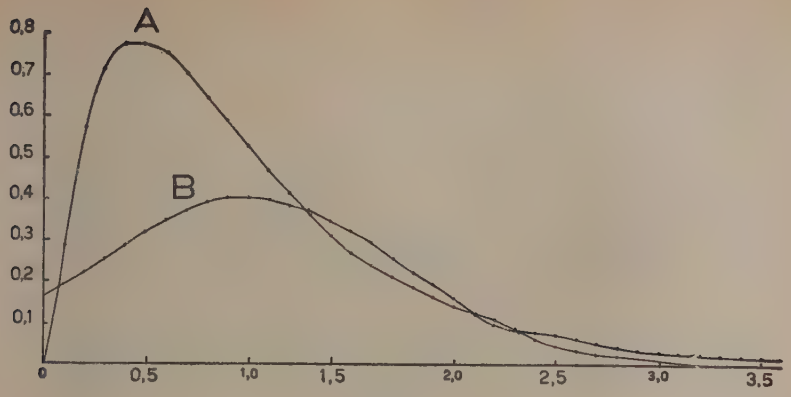



Fig. 1

As a second example, let us consider the distribution in the case where $N = 8$, $k = 2$, $\sigma^2 = 1$. We have from formula (36):

$$b_r = \frac{2.2^4 \left(\sin \frac{180\, r}{8}\right)^4}{8.6} = 0.666667\ (\sin\ 22.5\, r)^4 . \qquad (45)$$

$$(r = 1, 2, 3)$$

Hence we have:

$$b_1 = 0.010028,\ b_2 = 0.1666667,\ b_3 = 0.485703. \qquad (46)$$

We obtain also from formula (37):

$$A_1 = 0.001350,\ A_2 = -0.555856,\ A_3 = 1.554508 \qquad (47)$$

We have from formula (35):

$$c = 0.041667. \qquad (48)$$

Hence the exact distribution of the variance of the second difference ($k=2$) in the circular case for $N=8$ is given by formula (34):

$$F_1(V_2) = 0.000076\ e^{-99.720781\, V_2}\ erf\ (8.702\, V_2) \qquad (49)$$
$$- 3.850005\ e^{-6V_2}\ erf\ (4.24264\, V_2)$$
$$+ 3.380828\ e^{-2.058871\, V_2}\ erf\ (4.636\, V_2) .$$

This distribution is presented as curve *A* in Figure 2.

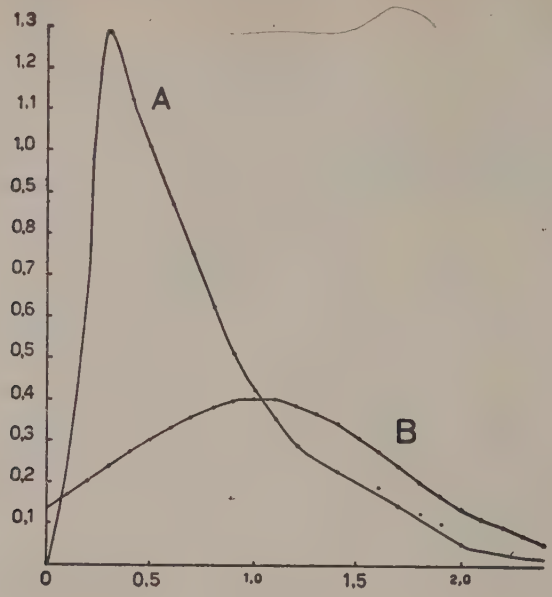



Fig. 2

Using the same methods as before, we have as the mean value of $V_2$ in this case 1, and for the variance 0.486111. Figure 2, curve *B* shows the normal approximation to the exact distribution.

## References

[1] Anderson, R. L., « Distribution of the serial correlation coefficient ». *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 3, (1942) pp. 1-13.

[2] Anderson, O., *Die Korrelationsrechnung in der Konjunkturforschung*. Frankfurt, 1929.

[3] Campbell, G. A., and Foster, R. M., *Fourier Integrals for Practical Applications*. New York, 1948.

[4] Kendall, M. G., *Advanced Theory of Statistics*. Vol. 2, London, 1946.

[5] Tintner, G., *The Variate Difference Method*. Bloomington, Indiana. 1940.

[6] Tintner, G., *Econometrics*, New York, 1952.

CARLO BENEDETTI

# Del massimo valore dell'indice di oscillazione in una successione di termini al variare in tutti i modi possibili l'ordine di questi.

TEOREMA — *Nella successione non decrescente* $(a_i)$ ; $(i = 1, 2, 3, \ldots n)$ *di termini reali positivi non tutti uguali, tra le* $n!$ *successioni ottenute alterando in tutti i modi possibili l'ordine dei termini, ve ne sono almeno :*

$$2\left[\left(\frac{n}{2} - 1\right)!\right]^2 \qquad \textit{se } n \textit{ è pari}$$

*oppure almeno :*

$$2t\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)! \qquad \textit{se } n \textit{ è dispari}$$

$$\begin{cases} \textit{con } t = 1 \textit{ se } a_{\frac{n+1}{2}} \neq \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}\right) \\ \text{» } \quad t = 2 \text{ » } \quad a_{\frac{n+1}{2}} = \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}\right) \end{cases}$$

*che hanno lo stesso valore massimo dell'indice di oscillazione* (1) *uguale rispettivamente a :*

---

(1) Per indice di oscillazione di una successione di termini $b_1, b_2, \ldots b_n$ si intende l'espressione :

$$O = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} | b_i - b_{i+1} |$$

veggasi a proposito C. GINI, *Memorie di metodologia statistica*. Vol. I, Milano, Giuffrè, 1939.

$$max\ O = \frac{2n\,{}^1S_M - (a_{\frac{n}{2}+1} - a_{\frac{n}{2}})}{n-1} \qquad \text{per } n \text{ pari} \qquad (1)$$

$$max\ O = \frac{2n\,{}^1S_M - (a_{\frac{n+1}{2}+t} - a_{\frac{n-1}{2}+t})}{n-1} \qquad \text{per } n \text{ dispari} \qquad (2)$$

*dove* ${}^1S_M$ *è lo scostamento semplice medio dalla mediana e* $t = 0$ *oppure* $t = 1$ *oppure t uguale indifferentemente a zero o ad uno secondo che;*

$$a_{\frac{n+1}{2}} \leqq \frac{1}{2}(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}).$$

Dimostrazione — Abbiasi la successione graduata di termini positivi non tutti uguali

$$a_1 \leq a_2 \leq a_3 \leq \ldots\ldots \leq a_n \qquad (3)$$

*I. Caso; n pari* — Mostreremo che il massimo dell'indice di oscillazione si ottiene disponendo gli $n$ termini della (3) nei due seguenti ordini base:

$$a_{\frac{n}{2}+1}, \alpha_1, \beta_1, \ldots\ldots \alpha_{\frac{n}{2}-1}, \beta_{\frac{n}{2}-1}, a_{\frac{n}{2}} \qquad (4)$$

$$a_{\frac{n}{2}}, \quad \beta_1, \alpha_1, \ldots\ldots \beta_{\frac{n}{2}-1}, \alpha_{\frac{n}{2}-1}, a_{\frac{n}{2}+1} \qquad (5)$$

*in cui ogni* $\alpha_i$ *si alterna con una* $\beta_i$ e dove le successioni $\alpha_1, \alpha_2, \ldots \alpha_{\frac{n}{2}-1}$ e $\beta_1, \beta_2, \ldots \beta_{\frac{n}{2}-1}$ sono rispettivamente due permutazioni qualunque degli $\frac{n}{2} - 1$ termini della (3) a sinistra di $a_{\frac{n}{2}}$ e degli $\frac{n}{2} - 1$ termini della (3) a destra di $a_{\frac{n}{2}+1}$.

Siccome ognuna delle differenze in valore assoluto che compaiono nell'indice di oscillazione è uguale alla somma di un positivo con un negativo, essendo $n - 1$ il numero di tali differenze è ovvio che il numeratore dell'indice di oscillazione è uguale alla somma di $n - 1$ positivi con $n - 1$ negativi.

D'altra parte è ovvio che *a*) il primo e l'ultimo termine della particolare successione-permutazione della (3) compariranno in detta somma una sola volta, *b*) tutti gli altri termini compariranno ciascuno due volte e precisamente:

1°) due volte positivamente
oppure 2°) una volta positiv. ed una volta negativ.
oppure 3°) due volte negativamente

Con tutti i dati tratti dalla nostra successione graduata, troviamo ora il valore massimo della somma di $n-1$ positivi con $n-1$ negativi compatibilmente con le condizioni *a*) e *b*); per fare ciò massimizziamo i valori degli $n-1$ positivi e *simultaneamente* minimizziamo i valori assoluti degli $n-1$ negativi compatibilmente con le condizioni *a*) e *b*). Ciò, nel caso di $n$ pari si ottiene quando gli $n-1$ positivi sono costituiti dagli $\frac{n}{2}-1$ termini della (3) a destra di $a_{\frac{n}{2}+1}$ contati ciascuno due volte e dal termine $a_{\frac{n}{2}+1}$ [cioè $\left(\frac{n}{2}-1\right)2+1=n-1$] e quando gli $n-1$ termini negativi sono costituiti dagli $\frac{n}{2}-1$ termini della (3) a sinistra di $a_{\frac{n}{2}}$ contati due volte ciascuno e da $a_{\frac{n}{2}}$ [cioè ancora $\left(\frac{n}{2}-1\right)2+1=n-1$].

L'espressione di massimo trovata, divisa per $n-1$, dà:

$$\mu=\frac{1}{n-1}\left[2\sum_{i=2}^{\frac{n}{2}}a_{\frac{n}{2}+i}+a_{\frac{n}{2}+1}-\left(a_{\frac{n}{2}}+2\sum_{i=1}^{\frac{n}{2}-1}a_i\right)\right] \qquad (6)$$

Questa espressione oltre a non essere superata da nessun indice di oscillazione di ognuna delle $n!$ permutazioni della successione (3) è essa stessa un indice di oscillazione delle successioni del tipo (4) e (5) [1]; quindi $\mu = max\ O$.

Si vede facilmente che l'espressione di $\mu$ trovata è identica alla (1) dell'enunciato del teorema.

---

[1] Ma non necessariamente *solo* delle (4) e (5) poichè nel caso che alcuni termini della prima metà della successione graduata siano uguali ad alcuni della seconda metà vi sono altre successioni massimanti.

Come è ovvio inoltre le successioni del tipo (4) sono in numero di $\left[\left(\frac{n}{2}-1\right)!\right]^2$ e così quelle del tipo (5). In complesso quindi avremo almeno $2\left[\left(\frac{n}{2}-1\right)!\right]^2$ successioni che danno luogo allo stesso massimo dell'indice di oscillazione.

Resta così dimostrata la prima parte del teorema.

*II. Caso n dispari* — Con ragionamento analogo dimostreremo la seconda parte del teorema.

Proveremo che il massimo dell'indice di oscillazione si ottiene disponendo gli $n$ termini della (3) nei seguenti ordini base:

$$a_{\frac{n+1}{2}} \leq \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}\right)$$

$$\left\{\begin{array}{ll} (7) & a_{\frac{n-1}{2}},\ \beta_1,\ \alpha_1,\ \beta_2,\ \alpha_2,\ \ldots\ldots\ \alpha_{\frac{n-3}{2}},\ \beta_{\frac{n-1}{2}},\ a_{\frac{n+1}{2}} \\ (8) & a_{\frac{n+1}{2}},\ \beta_1,\ \alpha_1,\ \beta_2,\ \alpha_2,\ \ldots\ldots\ \alpha_{\frac{n-3}{2}},\ \beta_{\frac{n-1}{2}},\ a_{\frac{n-1}{2}} \end{array}\right\}$$

se

$$a_{\frac{n+1}{2}} \geq \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}\right)$$

$$\left\{\begin{array}{ll} (9) & a_{\frac{n+1}{2}},\ \alpha_1,\ \beta_1,\ \alpha_2,\ \beta_2,\ \ldots\ldots\ \beta_{\frac{n-3}{2}},\ \alpha_{\frac{n-1}{2}},\ a_{\frac{n+3}{2}} \\ (10) & a_{\frac{n+3}{2}},\ \alpha_1,\ \beta_1,\ \alpha_2,\ \beta_2,\ \ldots\ldots\ \beta_{\frac{n-3}{2}},\ \alpha_{\frac{n-1}{2}},\ a_{\frac{n+1}{2}} \end{array}\right\}$$

*in cui ogni* $\beta_i$ *si alterna con una* $\alpha_i$ e dove per le (7) e le (8) le successioni $\alpha_1, \alpha_2 \ldots \alpha_{\frac{n-3}{2}}$ e $\beta_1, \beta_2, \ldots \beta_{\frac{n-1}{2}}$ sono rispettivamente due permutazioni qualunque degli $\frac{n-3}{2}$ termini della (3) a sinistra di $a_{\frac{n-1}{2}}$ e degli $\frac{n-1}{2}$ termini della (3) a destra di $a_{\frac{n+1}{2}}$; per le (9) e le (10) le successioni $\alpha_1, \alpha_2, \ldots \alpha_{\frac{n-1}{2}}$ e $\beta_1, \beta_2, \ldots \beta_{\frac{n-3}{2}}$ sono rispettivamente due permutazioni qualunque degli $\frac{n-1}{2}$ termini della (3) a sinistra di $a_{\frac{n+1}{2}}$ e degli $\frac{n-3}{2}$ termini della (3) a destra di $a_{\frac{n+3}{2}}$.

Nel caso di $n$ dispari vedremo che il valore massimo della somma degli $n-1$ positivi e degli $n-1$ negativi non si può ottenere massimizzando i valori degli $n-1$ positivi e

*simultaneamente* minimizzando i valori assoluti degli $n-1$ negativi compatibilmente con le condizioni *a*) e *b*).

Infatti massimizzando prima la somma degli $n-1$ positivi (raddoppiando ciascuno degli $\frac{n-1}{2}$ termini a destra di $a_{\frac{n+1}{2}}$) il minimo della somma dei valori assoluti degli $n-1$ negativi che possiamo raggiungere (raddoppiando gli $\frac{n-3}{2}$ termini più piccoli della successione e sommandoli con $a_{\frac{n-1}{2}}$ e $a_{\frac{n+1}{2}}$) è uguale o maggiore del minimo che avremmo potuto ottenere se avessimo cominciato col minimizzare il valore assoluto dei negativi.

Analogamente, minimizzando prima la somma dei valori assoluti degli $n-1$ negativi (raddoppiando gli $\frac{n-1}{2}$ termini a sinistra di $a_{\frac{n+1}{2}}$) il massimo della somma degli $n-1$ positivi che possiamo raggiungere (raddoppiando gli $\frac{n-3}{2}$ termini più grandi della successione e sommandoli con $a_{\frac{n+1}{2}}$ e $a_{\frac{n+3}{2}}$) è uguale o minore del massimo che avremmo potuto ottenere se avessimo cominciato col massimizzare i positivi.

Riepilogando, sarà nel primo caso:

$$(n-1)\,\mu_1 = 2\sum_{i=2}^{\frac{n+1}{2}} a_{\frac{n-1}{2}+i} - a_{\frac{n-1}{2}} - a_{\frac{n+1}{2}} - 2\sum_{i=1}^{\frac{n-3}{2}} a_i \qquad (11)$$

e nel secondo caso:

$$(n-1)\,\mu_2 = 2\sum_{i=3}^{\frac{n+1}{2}} a_{\frac{n-1}{2}+i} + a_{\frac{n+1}{2}} + a_{\frac{n+3}{2}} - 2\sum_{i=1}^{\frac{n-1}{2}} a_i . \qquad (11)'$$

Facendo la differenza tra la (11) e la (11)' troviamo subito che la (11) è maggiore, uguale, minore della (11)' secondo che:

$$a_{\frac{n+1}{2}} \gtreqless \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}} + a_{\frac{n-1}{2}}\right).$$

Cioè, indicando con $A$ e $-a$ rispettivamente la parte positiva e negativa della (11) e con $B$ e $-b$ la parte positiva e negativa della (11)' possiamo avere i seguenti 3 casi:

$$A - a \gtreqless B - b .$$

Ora, fra $A$ e $B$ non vi è nessun'altra somma di positivi poichè a $B$ si arriva sostituendo un $\underline{a_{n+3}}$ in $A$ $(A \geq B)$ con il termine immediatamente alla sua sinistra nella graduatoria non decrescente, cioè con $\underline{a_{n+1}}$; analogamente fra $-a$ e $-b$ non vi è nessun'altra somma di negativi poichè a $-a$ si arriva sostituendo un $\underline{a_{n-1}}$ in $-b$ $(b \leq a)$ con il termine immediatamente alla sua destra nella graduatoria non decrescente, cioè con $\underline{a_{n+1}}$; non vi è quindi, nel nostro caso, nessuna somma di positivi e nessuna somma di negativi che sommate diano una quantità maggiore di $A - a$ e di $B - b$; quindi se $A - a > B - b$ concludiamo che la (11) costituisce il massimo cercato; se $A - a < B - b$ il massimo sarà dato dalla (11)'; se $A - a = B - b$ il massimo sarà dato indifferentemente sia dalla (11) che dalla (11)'.

Ora se $\mu_1 > \mu_2$ sarà $\mu_1 = \max O$ poichè $\mu_1$ è un indice di oscillazione delle successioni del tipo (7) e (8) [1]; così analogamente se $\mu_2 > \mu_1$ sarà $\mu_2 = \max O$ poichè $\mu_2$ è un indice di oscillazione delle successioni di tipo (9) e (10) [1] e se $\mu_1 = \mu_2$ sarà ovviamente $\mu_1 = \mu_2 = \max O$.

È facile vedere che le successioni del tipo (7) e (8) sono in numero di:

$$2\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)!$$

e le successioni del tipo (9) e (10) sono ugualmente in numero di:

$$2\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)!$$

Ne segue che se $\mu_1 \neq \mu_2$ il numero delle successioni massimanti sarà almeno $2\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)!$ mentre se $\mu_1 = \mu_2$ esso sarà evidentemente almeno $4\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)!$.

---

[1] Vedere la nota analoga per le successioni (4) e (5) a pag. 81.

Si vede inoltre che $\mu_1$ e $\mu_2$ possono esprimersi compendiosamente mediante la (2) dell'enunciato del teorema.

Con ciò resta definitivamente dimostrato quanto asserito nel teorema.

Una interpretazione geometrica che discende dai massimi sopra dimostrati è la seguente:

se consideriamo i punti di un segmento di ascisse uguali ai termini $a_i$ $(i = 1, 2, \ldots n)$ della nostra successione ed uniamo con semicirconferenze quei punti le cui ascisse figurano nel va-

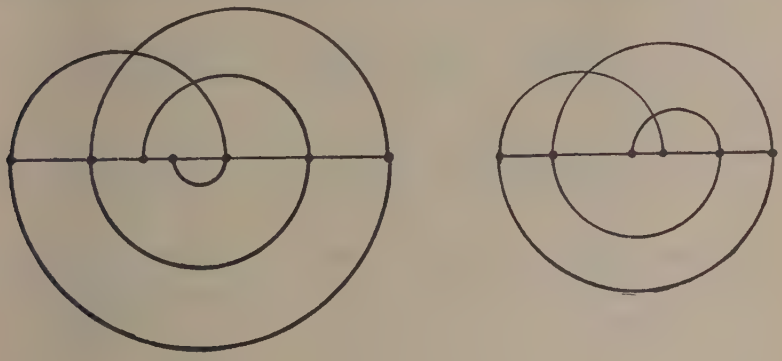


Fig. 1

lore assoluto di ciascun binomio della espressione dell'indice di oscillazione, si ottiene l'avvolgimento di lunghezza massima di semicirconferenze contigue in corrispondenza delle permutazioni delle $a_i$ che danno luogo a $max\ O$. Tale valore sarà $\frac{1}{2}\pi\ max\ O$.

In generale moltiplicando un naturale $i$ qualunque per $max\ O$ avremo i corrispondenti avvolgimenti di stessa lunghezza massima con poligoni regolari di $i$ lati.

## Summary

The author demonstrates the following theorem:

In the non decrescent successions $(a_i)$; $(i = 1, 2, 3, \ldots n)$ of real positive numbers not all equal, among the $n!$ successions

obtained altering in all possible ways the order of the numbers, there are at least :

$$2\left[\left(\frac{n}{2}-1\right)!\right]^2 \qquad \text{if } n \text{ is even}$$

or at least :

$$2\,t\left(\frac{n-1}{2}\right)!\left(\frac{n-3}{2}\right)! \qquad \text{if } n \text{ is odd}$$

$$\left\{\begin{array}{l}\text{where } t=1 \text{ if } a_{\frac{n+1}{2}} \neq \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}}+a_{\frac{n-1}{2}}\right)\\ \text{where } t=2 \text{ if } a_{\frac{n+1}{2}} = \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}}+a_{\frac{n-1}{2}}\right)\end{array}\right.$$

which have the same maximum value of the oscillation index respectively equal to

$$max\ O = \frac{2\,n\,{}^1S_M - \left(a_{\frac{n}{2}+1} - a_{\frac{n}{2}}\right)}{n-1} \qquad \text{for } n \text{ even}$$

$$max\ O = \frac{2\,n\,{}^1S_M - \left(a_{\frac{n+1}{2}+t} - a_{\frac{n-1}{2}+t}\right)}{n-1} \qquad \text{for } n \text{ odd}$$

where ${}^1S_M$ is the simple mean deviation about the median and $t = 0$ or $t = 1$ or $t$ equal indifferently to 0 or to 1 respectively if :

$$a_{\frac{n+1}{2}} \lessgtr \frac{1}{2}\left(a_{\frac{n+3}{2}}+a_{\frac{n-1}{2}}\right).$$

(The oscillation index of a succession of numbers

$$b_1, b_2, \ldots b_n \quad \text{is} \quad O = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-1} \mid b_i - b_{i+1} \mid\Big).$$

CARLO BENEDETTI

# Sul massimo e sul minimo dell'indice semplice di dissomiglianza

TEOREMA — *Date due successioni non decrescenti (cograduate) di reali;* $a_1, a_2, \ldots a_n$ *e* $b_1, b_2, \ldots b_n$ $(a_i \geq 0,\ b_i \geq 0)$ *tali che* $M_a = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} a_i \geq M_b = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} b_i$, *il massimo e il minimo valore dell'espressione* $D = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} |\, a_i - b_i \,|$ [1] *al variare in tutti i modi possibili le singole intensità delle* $a_i$ *e delle* $b_i$ *compatibilmente con le condizioni:*

1) *di invarianza delle due medie* $M_a$ *e* $M_b$
2) *della non decrescenza delle due successioni*
3) *di permanenza delle limitazioni* $a_i \geq 0$, $b_i \geq 0$ $(i = 1, 2, \ldots n)$,

*sono rispettivamente:*

$$max\ D = M_a + \left(1 - \frac{2}{n}\right) M_b \qquad (1)$$

$$min\ D = M_a - M_b\,. \text{ [2]} \qquad (2)$$

DIMOSTRAZIONE.

1° *caso*: $M_a > M_b$. L'espressione $n\,D_0 = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} b_i$ con $\sum_{i=1}^{n} a_i > \sum_{i=1}^{n} b_i$ in accordo alle condizioni poste dal teorema, corrisponde a coppie di distribuzioni tali che ad ogni termine $a_i$

---

[1] Questa espressione è l'indice semplice di dissomiglianza; cfr. C. GINI, *Di una misura della dissomiglianza tra due gruppi di quantità e delle sue applicazioni allo studio delle relazioni statistiche* in: « Atti dell'Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti », tomo LXXIV, 1914-15.

[2] L'espressione del minimo si trova anche in C. GINI op. cit.

si fa corrispondere un $b_i \leq a_i$ ; partendo da ciò è ovvio che, per mantenere la cograduazione (successioni ambedue non decrescenti) e le stesse medie $M_a$ ed $M_b$, tutte le coppie di distribuzioni potranno derivarsi da una qualsiasi di queste coppie diminuendo (sia per le $a_i$ che per le $b_i$) opportunamente alcuni termini ed aumentando della stessa quantità (per la costanza di $M_a$ e $M_b$) alcuni altri. Ora dopo tali trasferimenti $\sum_{i=1}^{n} a_i$ e $\sum_{i=1}^{n} b_i$ rimangono costanti e le coppie di distribuzioni che si ottengono hanno o ogni $b_i \leq a_i$, oppure qualche $b_i > a_i$. È ovvio che fino a che abbiamo ogni $b_i \leq a_i$ il numeratore dell'indice di dissomiglianza rimane sempre $n\,D_0$ ; se invece vi è un solo $b_j > a_j$ avremo :

$$n\,D_1 = \sum_{i=1}^{n} a_i - a_j + b_j - \left( \sum_{i=1}^{n} b_i + a_j - b_j \right) > n\,D_0 \qquad (3)$$

nel caso di $b_j > a_j$ e $b_r > a_r$ sarà analogamente :

$$n\,D_2 = \sum_{i=1}^{n} a_i - a_j + b_j - a_r + b_r - \qquad (4)$$

$$- \left( \sum_{i=1}^{n} b_i - b_j + a_j - b_r + a_r \right) > n\,D_0$$

e così via. Quindi è ovvio che $n\,D_0 = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} b_i$ è *min* $n\,D$ poichè qualunque altro $n\,D_s$ diverso da $n\,D_0$ è maggiore di $n\,D_0$.

Del resto si vede subito anche nel modo seguente : per ogni coppia di successioni avremo :

$$\sum_{i=1}^{n} | a_i - b_i | \geq \sum_{i=1}^{n} | a_i | - \sum_{i=1}^{n} | b_i | = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} b_i$$

poichè le $a_i$ e $b_i$ sono tutte non negative. Quindi

$$\min n\,D = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} b_i \,.$$

Ora, ritornando alla (4) dobbiamo notare che il numero delle coppie in cui $b_i > a_i$ non può superare $n - 1$ poichè altrimenti sarebbero le $b_i$ tutte maggiori delle $a_i$ contro la posizione di partenza $M_a > M_b$. Nel caso che vi siano $s$ fra le $b_i$ superiori alle corrispondenti $a_i$ sarà: (1)

$$n D_s = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k + \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \left( \sum_{i=1}^{n} b_i - \sum_{k=1}^{s} \beta_k + \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \right)$$

$n D_s$ può scriversi più brevemente così:

$$n D_s = n D_0 + 2 \left( \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \right)$$

D'altra parte siccome $max\ D$ dovrà contenere alcune $b_i > a_i$ per trovarlo basterà massimizzare $n D_s$ cioè $\sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k$ compatibilmente con le condizioni indicate nel teorema.

Ora notiamo che se le $\beta_k$ comprendono $b_n$ (ciò è possibile come si vede facilmente) e siccome $a_n \geq M_a$ (altrimenti le $a_i$ non sarebbero non decrescenti) avremo:

$$s \leq n - 1\ ;\ \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \leq n M_b - M_a$$

(massimizzando cioè $\Sigma \beta_k$ e minimizzando $\Sigma \alpha_k$).

Invece se le $\beta_k$ non comprendono $b_n$ vuol dire che $b_n \leq a_n$ e d'altra parte non potendo mai essere $b_n < M_b$ sarà:

$$s \leq n - 1\ ;\ \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \leq (n-1) M_b = n M_b - M_b > n M_b - M_a$$

(massimizzando cioè $\Sigma \beta_k$ e minimizzando $\Sigma \alpha_k$).

Allora:

$$max\ n D = n D_0 + 2\ max \left( \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \right) = n D_0 + 2 (n-1) M_b =$$

$$= n M_a + (n-2) M_b\ ;\ max\ D = M_a + \left( 1 - \frac{2}{n} \right) M_b$$

---

(1) $\alpha_k = a_k < b_k = \beta_k$ $(k = 1, 2, \ldots s)$.

in quanto tale massimo è l'indice di dissomiglianza della coppia di distribuzioni :

$$a_1 = a_2 = \ldots = a_{n-1} = 0 \; ; \quad a_n = \sum_{i=1}^{n} a_i$$

$$b_1 = b_2 = \ldots = b_{n-1} = b_n = M_b \, .$$

2° *caso* : $M_a = M_b = M_1$ . La dimostrazione è analoga alla precedente. In questo secondo caso $min\, D = 0$ poichè :

$$\sum_{i=1}^{n} | \, a_i - b_i \, | \geq \sum_{i=1}^{n} | \, a_i \, | - \sum_{i=1}^{n} | \, b_i \, | = n \, (M_a - M_b) = 0 \, .$$

Ora, dalla relazione $n\, D_0 = \sum_{i=1}^{n} a_i - \sum_{i=1}^{n} b_i = 0$ in cui $a_i = b_i$ per ogni $i$, mantenendo la stessa media $M_1$ e la cograduazione, possiamo ottenere tutti i valori di $n\, D > n\, D_0$ diminuendo (sia per le $a_i$ che per le $b_i$) opportunamente alcuni termini ed aumentandone della stessa quantità alcuni altri.

Possiamo cominciare ad esempio a diminuire le $a_i$ ed aumentare le corrispondenti $b_i$ o viceversa ; comunque arriveremo come nel primo caso ad una relazione che equivale alla (5) :

$$n\, D_s = 2 \left( \sum_{k=1}^{s} \beta_k - \sum_{k=1}^{s} \alpha_k \right) \text{ con } \begin{cases} \alpha_k = a_k < b_k = \beta_k \\ \qquad \text{oppure} \qquad (k = 1, 2, \ldots s). \\ \alpha_k = b_k < a_k = \beta_k \end{cases} \quad (5)'$$

Come si vede subito $s \leq n - 1$ poichè altrimenti $M_a \neq M_b$. Di qui, ragionando identicamente al 1° caso avremo :

$$max\, D = 2\, M_1 \left( 1 - \frac{1}{n} \right)$$

che equivale a porre $M_a = M_b$ nel $max\, D$ del 1° caso e che corrisponde alle due coppie di distribuzioni :

$$\begin{cases} a_1 = a_2 = \ldots a_{n-1} = 0 \; ; \; a_n = n\, M_1 \\ b_1 = b_2 = \ldots b_{n-1} = b_n = M_1 \end{cases}$$

$$\begin{cases} a_1 = a_2 = \ldots = a_{n-1} = a_n = M_1 \\ b_1 = b_2 = \ldots = b_{n-1} = 0 \, , \; b_n = n\, M_1 \, . \end{cases}$$

## Summary

The author demonstrates the following theorem :

Let $a_1, a_2, \dots a_n$ and $b_1, b_2, \dots b_n$ $(a_i \geq 0,\ b_i \geq 0)$ be two non decrescent (cograduates) successions of real numbers such that

$$M_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} a_i \geq M_b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} b_i .$$

Let us consider the expression :

$$D = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} | a_i - b_i | . \qquad (1)$$

Varying in all possible ways the single intensities of $a_i$ and $b_i$ under the conditions of :

1) invariability of the two average $M_a$ and $M_b$
2) non decreasing of the two successions
3) permanence of the limitations

$$a_i \geq 0 \quad b_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \cdots n) ,$$

the maximum and minimum value of (1) are respectively :

$$max\ D = M_a + \left(1 - \frac{2}{n}\right) M_b$$

$$min\ D = M_a - M_b .$$

S. R. DAS

# A Mathematical Analysis of the Phenomena of Human Twins and Higher plural births. Part II: Triplets and The Application of the Analysis in the Interpretation of the Twin and the Triplet Data

## (1) Introduction.

In the preceding communication (Das, '53) a mathematical analysis of the phenomenon of human twins has been given. Four independent basic probability parameters, $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ were introduced and almost all the statistical quantities needed for an elaborate discussion of the twin data in a population were expressed in terms of them. The purpose of the present paper is to analyse the phenomenon of human triplets in the same manner and to obtain expressions, in terms of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$, for statistical quantities needed for an adequate representation of the triplet data. Hellin's law has been critically discussed and found to have no rigorous basis. Hellin's ratio has been expressed in terms of the same four basic probability parameters. Numerical calculations of $\mu$, $\Phi$, $D$, $a$, have been illustrated and further, the twin and the triplet sex-ratios, the relative frequencies of the 1-egg and the 2-egg twins, the relative frequencies of the 1-egg, the 2-egg and the 3-egg triplets, the value of the Hellin's ratio for twins and triplets have also been evaluated for the American 'white' and the 'colored' populations. The Statistical data used for this purpose are those published chiefly

by Strandskov and his collaborators and derived from the American Bureau of Census. The data are confined only to the census reports of the Birth registration area and extend over a period from 1922 to 1936 inclusive.

In the previous paper (1) present biological conceptions about the plural births and relevant comments were included, particularly on the following points:

(1) Monozygotic scission of a zygote (1-2), (2) Formation of a second zygote after the first (1-3), (3) Arranging the birth statistical data according to the mothers' age (1-6), (4) The heredity and twin births (1-7), (5) Prenatal mortality (1-8), (6) The multiple birth sex-ratio (1-10) and (7) Hellin's law (1-11). The same conceptions and the comments thereon with necessary modifications hold as well in the case of triplets. We shall not therefore repeat those discussions here. The genesis of triplets is however outlined below, although the general principles involved were included in the preceding paper (I-1,2 & 3).

## (2) Genesis of Monozygotic Triplets.

Certain zygotes have the inherent tendency for splitting into two at an early stage of their life. This tendency sometimes lingers on even after the first twinning division and it so happens that one and only one of the two members of a monozygotic pair, so formed undergoes a further scission and thus a monozygotic triplet is generated. The conditions must be there (1) that no further twinning division takes place among the members of the triplet so formed and (2) that no additional zygote appears there.

## (3) Genesis of the Dizygotic Triplets.

A dizygotic triplet consists of a monozygotic pair of twins together with an additional embryo formed independently as in the case of formation of a dizygotic twin pair. It is therefore a composite phenomenon and can happen by the chance combination of a single monozygotic twinning and a single dizygotic twinning taking place within a short interval of time. The condition must be there that no further multiplicity of zygotes takes

place, and that none of the three members of the triplet undergoes twinning scission.

### (4) Genesis of the Trizygotic Triplets.

A trizygotic triplet consists of three embryos formed from three independent mature ova fertilized by three separate mature sperms. It is the result of the process of dizygotic twin formation, which is repeated just twice and twice only. The condition must be there that no further addition of zygotes takes place and that none of the three members of the triplet undergoes twinning scission.

### (5) The Mathematical Analysis.

Reference should be made to section 13 of the preceding paper (1) for the purpose of explanations of the various symbols. We shall use them without repeating the same explanations over here again.

Thus, we have the followings :

$N$ = the number of primary single zygotes formed in mothers belonging to one of the age groups, before any plurality, or death take place.

$Na$ = the number of $(XY)$ zygotes.

$Nb$ = the number of $(XX)$ zygotes.

$a$ = the probability of a zygote being of the male sex.

$b$ = the probability of a zygote being of the female sex.

$\mu$ = the probability of monozygotic scission of a male zygote.

$\Phi$ = the probability of monozygotic scission of a female zygote.

$D$ = the prob. of generation of an additional independent zygote, male or female, giving rise to dizygotic twinning.

$(1-\mu)$, $(1-\Phi)$ and $(1-D)$ represent the probabilities that the corresponding twinning processes do not happen.

### (6) Analysis of Monozygotic Triplets.

Let $N_{13}$ represent the number of 1-egg but 3-embryo triplets i.e. the monozygotic triplets. The 1-egg triplets are, of necessity homosexual, either male or female.

Number of 1-egg male triplet sets $= 2\,N\,a\,\mu^2\,(1-\mu)^3\,(1-D)$.

Number of 1-egg female triplet sets $= 2\,N\,b\,\Phi^2\,(1-\Phi)^3\,(1-D)$.

After the first monozygotic scission of the primary single zygote, a pair of identical homosexual twins are formed. The twins so formed are equally likely to undergo a further scission; hence, the factor 2 appears in the above expressions. That the scission takes place twice is considered in $\mu^2$ and $\Phi^2$, that none of the three zygotes, formed as a result of two scissions should undergo further scission is taken into account through the factors $(1-\mu)^3$, or $(1-\Phi)^3$ as the case may be and that no additional independent zygote can appear is provided by the factor $(1-D)$. The factor a, or $b$ appears in consideration of the appropriate sex.

Hence,

$$N_{13} = 2\,N\,(1-D)\,[a\,\mu^2\,(1-\mu)^3 + b\,\Phi^2\,(1-\Phi^3)]\,.$$

The sex-ratio among the 1-egg triplets is given by

$$\left(\frac{m}{f}\right)_{13} = \frac{a\,\mu^2\,(1-\mu)^3}{b\,\Phi^2\,(1-\Phi)^3}\,.$$

$$\left(\frac{m}{f}\right)_{13} = \left(\frac{m}{f}\right)_{12} \frac{\mu\,(1-\mu)}{\Phi\,(1-\Phi)} = \left(\frac{m}{f}\right)_{11} \frac{\mu^2\,(1-\mu)^2}{\Phi^2\,(1-\Phi)^2}\,.$$

from the relations established in (1-15).

As, $\dfrac{\mu\,(1-\mu)}{\Phi\,(1-\Phi)} < 1$, it follows from the above that

$$\left(\frac{m}{f}\right)_{13} < \left(\frac{m}{f}\right)_{12} < \left(\frac{m}{f}\right)_{11} \quad \text{and,} \quad \left(\frac{m}{f}\right)_{13} : \left(\frac{m}{f}\right)_{12} :: \left(\frac{m}{f}\right)_{12} : \left(\frac{m}{f}\right)_{11}\,.$$

It is interesting to note here that once the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ are evaluated from the twin data, the relative frequencies of the 1-egg 3-male triplets and 1-egg 3-female triplets can be estimated, their ratio being equal to $\left(\frac{m}{f}\right)_{13}$ as given above.

## (7) Analysis of Dizygotic Triplets.

Let $N_{23}$ represent the number of dizygotic triplets, i.e. 2-egg but 3-embryo plural pregnancies. There will be four sex-combinations possible: 3-male, (2-male + 1-female), (1-male + 2-female) and 3-female.

The 3-male 2-egg triplets may be produced by the chance combination of the phenomena of a 2-male dizygotic twin formation and a single monozygotic scission of one and only one of the two dizygotic twins into a single monozygotic pair.

The number of 3-male 2-egg triplet sets, therefore,

$$= 2\, N\, a^2\, \mu\, D\, (1 - D)\, (1 - \mu)^3$$

The (2-male + 1-female) triplets can appear by the chance combination of the phenomena of an unlikesexed dizygotic twin formation and a single monozygotic scission of the male co-twin of the dizygotic pair.

The number of (2-male + 1-female) 2-egg triplet sets therefore,

$$= 2\, N\, a\, b\, \mu\, D\, (1 - \mu)^2\, (1 - \Phi)\, (1 - D).$$

Similar arguments will show also that the number of (1-male + 2-female) 2-egg triplet sets

$$= 2\, N\, a\, b\, \Phi\, D\, (1 - \mu)\, (1 - \Phi)^2\, (1 - D),$$

and the number of 3-female 2-egg triplet sets

$$= 2\, N\, b^2\, \Phi\, D\, (1 - \Phi)^3\, (1 - D).$$

Hence,

$$N_{23} = 2N(1 - a\mu - b\Phi)D(1 - D)[a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2].$$

It is interesting that the relative frequencies of the four possible sex-combinations of the 2-egg triplets and hence, also the relative frequency of the total 2-egg triplets can be computed from the known values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$.

No analysis reported hitherto could provide any method to do this.

### (8) Analysis of trizygotic Triplets.

Let $N_{33}$ represent the number of 3-egg triplets. The 3-egg triplets can have the same four types of sex-combinations as have been mentioned under the 2-egg triplets, but their probabilities are now different due to different modes of origination. The frequency of 3-male 3-egg triplet sets

$$= N a^3 (1-\mu)^3 D^2 (1 - D). \qquad (i)$$

The frequency of (2-male + 1-female) 3-egg triplet sets

$$= 3N a^2 b (1-\mu)^2 (1-\Phi)(1-D) \qquad (ii)$$

The factor 3 in the above expression takes into account the fact that the sex-combination can appear in three orders, each of which has the same probability of happening.

The frequency of (1-male + 2-female) 3-egg triplets

$$= 3N a b^2 (1-\mu)(1-\Phi)^2 D^2 (1-D). \qquad (iii)$$

The frequency of 3-female 3-egg triplets

$$= N b^3 (1-\Phi)^3 D^2 (1-D) \qquad (iv)$$

Therefore, by addition of (*i*), (*ii*), (*iii*) and (*iv*) above we get,

$$N_{33} = N(1 - a\mu - b\Phi)^3 D^2 (1 - D).$$

The relative frequencies of the four sex-combinations of the trizygotic triplets can now be evaluated by substituting known values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ in (*i*), (*ii*), (*iii*) and (*iv*) above.

(9) A METHOD FOR ESTIMATING THE FREQUENCIES OF THE 1-EGG, 2-EGG AND THE 3-EGG TRIPLETS.

In the triplet birth statistics, usually the frequencies are given for the four sex-combination.

Let $U$ = the frequency of all 3-male triplets

$V$ = the frequency of all (2-male + 1-female) triplets

$W$ = the frequency of all (1-male + 2-female) triplets

and $X$ = the frequency of all 3-female triplets.

It is now easy to find out, from the expressions derived in sections, 6, 7 and 8, how the frequency of each of the four sex-combinations is distributed among the monozygotic, the dizygotic and the trizygotic types. Thus we have the following distribution chart :

TABLE I.

(*Distribution of different sex-combinations over the three types of twins.*).

| TOTAL FREQUENCY | RELATIVE FREQUENCIES | | |
|---|---|---|---|
| | 1-egg | 2-egg | 3-egg |
| $U$ . . . . . | $2\mu^2$ | $2a\mu D$ | $a^2D^2$ |
| $V$ . . . . . | 0 | $2\mu$ | $3aD$ |
| $W$ . . . . . | 0 | $2\Phi$ | $3bD$ |
| $X$ . . . . . | $2\Phi^2$ | $2b\Phi D$ | $b^2D^2$ |

Hence, we obtain

$$N_{13} = \frac{2\mu^2 U}{\mu^2 + (\mu + aD)^2} + \frac{2\Phi^2 X}{\Phi^2 + (\Phi + bD)^2} \qquad (i)$$

$$N_{23} = \frac{2a\mu DU}{\mu^2 + (\mu + aD)^2} + \frac{2\mu V}{2\mu + 3aD} + \qquad (ii)$$

$$+ \frac{2\Phi W}{2\Phi + 3bD} + \frac{2b\Phi DX}{\Phi^2 + (\Phi + bD)^2}$$

$$N_{33} = \frac{a^2 D^2 U}{\mu^2 + (\mu + aD)^2} + \frac{3aDV}{2\mu + 3aD} + \qquad (iii)$$

$$+ \frac{3bDW}{2\Phi + 3bD} + \frac{b^2 D^2 X}{\Phi^2 + (\Phi + bD)^2}$$

It is obvious that

$$N_{13} + N_{23} + N_{33} = U + V + W + X = N_3 .$$

Substituting the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ in (*i*), (*ii*) and (*iii*), the required frequencies of monozygotic, dizygotic and trizygotic triplets can be calculated out. The above big expressions can, however, be reduced to simple forms, if it is assumed that, $a = b = \frac{1}{2}$ and $D = 2\mu = 2\Phi$, as we did in (*I*-18),

Thus,

$N_{13} = \frac{2}{5}(U + X) = \frac{2}{5}$ of homo-sexual triplet sets

$N_{23} = \frac{2}{5}(U + V + W + X) = \frac{2}{5}$ of total triplets sets

$N_{33} = \frac{1}{5}(U + X) + \frac{3}{5}(V + W) = \frac{1}{5}$ of homo-sexual triplets sets

$+ \frac{3}{5}$ of heterosexual triplet sets.

These are very simple rules which may be applied to estimate roughly the relative frequencies of the three kinds of triplets.

## (10) A New Law.

Inter-relations between single, twin and triplet birth data can now be exhibited in various ways.

The most interesting feature is, however, shown between the frequencies, $N_{11}$, $N_{22}$ and $N_{33}$.

We have the following relations :

$$N_{11} = N(1-D)(1-a\mu-b\Phi) \qquad \text{from } (I-14),$$

$$N_{22} = N D(1-D)(1-a\mu-b\Phi)^2 \qquad \text{from } (I-15),$$

$$N_{33} = N D^2(1-D)(1-a\mu-b\Phi)^3 \qquad \text{from sec. 9.}$$

Thus

$$\frac{N_{22}}{N_{11}} = \frac{N_{33}}{N_{22}}, \quad \text{and} \quad \frac{N_{33}}{N_{11}} = \left(\frac{N_{22}}{N_{11}}\right)^2, \quad \text{and} \quad (N_{22})^2 = N_{11} \cdot N_{33}.$$

This is a law which is strictly true and it resembles Hellin's law. It will be worthwhile to test the above law enumerated above with the help of reliable birth statistics.

When all the twin frequencies and all the triplet frequencies are taken no such simple relations are obtained as proved in the following section (11).

$N_{11}$ is readily obtainable from the birth statistics. $N_{22}$ can be determined from the twin pregnancy data by the application of the Differential Formula $(I-19)$.

$N_{33}$ can be evaluated by the formula (*iii*) of section 9. Once this law is verified to be true, it furnishes with an easier method for the determination of $N_{33}$ from the values of $N_{22}$ and $N_{11}$.

## (11) Hellin's Law analysed in the light of the present theory.

We have the following expressions from the previous pages and from the results derived in Part I (Das, '53) of the analysis. Here $N$ is the frequency of all confinements.

(*i*) Frequency of single confinements

$$= N(1-D)(1-a\mu-b\Phi) = N q_1, \text{ say}$$

$$q_1 = (1-D)(1-a\mu-b\Phi)$$

(*ii*) Frequency of twin confinements

$$= N(1-D)[(a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2] + ND(1-D)(1-a\mu-b\Phi)^2$$

$$= N(1-D)E + \frac{ND}{1-D}q_1^2$$

$$= Nq_2, \text{ say.}$$

$$\therefore E = a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2$$

$$\text{and } q_2 = (1-D)E + \frac{D}{1-D}q_1^2.$$

(*iii*) Frequency of triplet confinements

$$= 2N(1-D)F + 2NDEq_1 + N\left(\frac{D}{1-D}\right)^2 q_1^3$$

$$= Nq_3, \text{ say.}$$

So that,

$$F = a\mu^2(1-\mu)^3 + b\Phi^2(1-\Phi)^3,$$

$$q_3 = 2(1-D)F + 2EDq_1 + \frac{D^2}{(1-D)^2} \cdot q_1^3.$$

According to the empirical law of Hellin $q_3$ should be equal to $(q_2)^2$. The expressions for $q_2$ and $q_3$ given above in (*ii*) and (*iii*), however, do not obviously satisfy such a relation between them. It is interesting to note that $q_2/q_1$ and $q_3/q_1$, instead of $q_2$ and $q_3$ do very nearly approach the relationship, $q_3/q_1 = (q_2/q_1)^2$, but for the inequality,

$$2Fq_1 \neq (1-D)E^2.$$

The rigorous analysis presented here, based on the theory developed from a few simple, but well-founded assumptions, therefore, do not support Hellin's empirical law.

Once the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ are determined, they can be substituted in the above expressions to find out the theoretical numerical values of $q_1$, $q_2$ and $q_3$ which may be compared with the observed results.

## (12) The Sex-homogeneity Index (S.H.I).

In the study of triplet birth statistics, the ratio of the frequency of all homosexual triplet sets to that of the heterosexual triplet sets, usually known as the sex-homogeneity index is discussed. Dahlberg (1926) gave a simple rule for the theoretical estimation of the index from the known relative frequencies of the monozygotic and the dizygotic twins. According to him, if $\alpha$ and $\beta$ denote the relative frequencies of the 1-egg and the 2-egg twins in a population, then,

$$\text{Frequency of homo-sexual triplets} = \alpha^2 + \alpha\beta + \frac{1}{4}\beta^2$$

$$\text{Frequency of hetero-sexual triplets} = \alpha\beta + \frac{3}{4}\beta^2$$

So that the frequency of all triplets $= (\alpha + \beta^2)$ which satisfies Hellin's law.

Dahlberg's rule follows easily from the simple conceptions about the twin and the triplet formation mathematics, hitherto accepted.

From what have been discussed and included in section, 9 of this presentation, it follows naturally, that

$$S.H.I. = \frac{U + X}{V + W}.$$

On substituting the real expressions for $U$, $V$, $W$ and $X$, we get

$$S.H.I. = \frac{a(1-\mu)^3[\mu^2 + (\mu + aD)^2] + b(1-\Phi)^3[\Phi^2 + (\Phi + bD)^2]}{abD(1-\mu)(1-\Phi)[2\{\mu(1-\mu) + \Phi(1-\Phi)\} + 3D(1-a\mu-b\Phi)]}.$$

In the above general expression for the index, if we put, $\mu = \Phi = \frac{1}{2}D$ and $a = b = \frac{1}{2}$, we get sex-homogeneity index $= 1$, which is never exactly, but very nearly realised in practice. If on the other hand, we put $\mu = \Phi$ and $a = b = \frac{1}{2}$, then

$$\text{Sex-homogeneity index} = \frac{2\mu^2 + \mu D + \frac{1}{4}D^2}{\mu D + \frac{3}{4}D^2},$$

which resembles Dahlberg's rule, but for the occurence of $2\mu^2$ in the numerator as contrary to $\alpha^2$ in the same place in Dahlberg's formula. This little discrepancy, however, is removed later on, after the introduction of a certain modification in the value of the probability of the second monozygotic scission, which must be less than $\mu$. It is easily seen that, if the probability of the second scission, say $\mu'$, be such that $\mu' = \frac{1}{2}\mu$, then the expression for *S.H.I.* agrees exactly with Dahlberg's formula. It may be mentioned that D and $\mu$ in this formula have the same significance as that of $\alpha$ and $\beta$ respectively of Dahlberg's formula.

Jenkins (1929) presented a theory based on a hypothesis for a new way of formation of dizygotic twins from a single ovum which undergoes scission into two identical ova before the reduction division. This theory introduced a new degree of freedom in the system and determined the value of a quantity, *c*, which could fit in the data with the theory. He found that Dahlberg's formula yielded a value near about 0.7 for *S.H.I.*, whereas the actual data indicated values near about 0.9. The *S.H.I.* for the entire data collected was 0.933, which is not far from the approximate theoretical value, 1 deduced above from the present theory.

### (13) The Triplet Sex-ratio and suggested modifications of the theory.

In section (*I*-10), sex-ratio among the triplets, the twin, the single and the plural confinements, in general, have been discussed. The two alternative suggestions as to the cause of lesser male preponderance in the higher plural confinements than in the lower have also been considered. As $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ are calculated to suit the twin data, the twin sex-ratio should naturally fit in with the theory, here presented fairly satisfactorily. If discrepancy should arise at all due to omission of important biological facts in the theory, it would appear in the case of triplets. The most important omissions that have conscientiously been made are (1) the differential mortality of the male and the female products of confinements, which again for each sex is greater, the greater the plurality and (2) the dimi-

nishing tendency for both the kinds of twin formation with each increase in the degree of plurality. The first point has been discussed fairly widely by many authors, evenso, the largest volume of support is in favour of the idea that the differential mortality alone should be able to explain the lesser male bias of plural confinements. In this connection particular reference need be made to the critical discussions offered by Strandskov and Siemens (1946). The last two authors have given the percentages of male among single, twin, triplet and quadruplet still-births in the 'white' as well as the 'colored' Americans, which are quoted in table II for their importance.

TABLE II.

(*Percentages of male among single and plural still-births-Strandskov and Siemens, '46*).

| POPULATION COMPOSITION | Total popolation | p. c. |
|---|---|---|
| Still-born single (white) | 863,405 | 57,181 |
| » Twins (white) | 41,650 | 55.409 |
| » Triplets (white) | 1,113 | 54.627 |
| » Quadruplets (white) | 38 | 60.526 |
| » Single (colored) | 227,072 | 57.640 |
| » Twins (colored) | 13,444 | 55.363 |
| » Triplets (colored) | 491 | 53.768 |
| » Quadruplets (colored) | 13 | 30.769 |

The data for the quadruplet still-births are unreliable for the purpose of any conclusion due to their meagre number. So the extremely high male mortality for the 'white' quadruplets as well as the extremely low male mortality for the 'colored' quadruplets are both to be discarded. Otherwise, it is then certain that although more males die than females in the prenatal stage, very clearly the male mortality diminishes as the

plurality increases. It is a fact, just the opposite to what is needed for explaining away the lesser male preponderance among plural confinements. In order to obviate this clear difficulty, the idea is still given an undue preference on the plea of ignorance about the differential sex mortality at the very early stages of the uterogestation period.

In the theory presented here, we have therefore introduced a differential monozygotic twinning tendency between the two sexes. The hypothesis is not a forced one. For, if the data so require, $\mu$ and $\Phi$ may come out equal. We have, therefore, not introduced the difference artificially; rather we have introduced a new degree of freedom to the system and let the data decide which to chose.

About the second point, i.e. the diminishing twinning tendency with increase in the degree of plurality, a few words should be added here. We have assumed that $\mu$ and $\Phi$ respectively represent the probabilities that a male and a female zygote should undergo the first monozygotic scission. It has tacitly been assumed, however, that for two successive monozygotic scissions, the probabilities are $\mu^2$ and $\Phi^2$ respectively. It means that even after the first scission, the resulting monozygotic pair each retains (*a*) the same inherent tendency for twinning and (*b*) finds the same identical opportunity for its manifestation. So far as the inherent tendency is concerned, it is very likely that it is retained by each member of the identical pair which are genetically identical with the original single zygote. But in view of the fact that here we are dealing the subject of dynamic living systems having a destined life-cycle to follow from one stage of maturity and development to the next, it is implied that certain changes occur in the embryo, which render it incapable of being split up into an indentical pair after a certain stage of maturity is attained.

It has been mentioned in section (*I*-13) that twinning processes maybe effective for over a period after the formation of the first single zygote, which is not necessarily so short as might be thought. According to Newman (1916) and Morrill (1919) the "Scission of an embryo disturbs the normal development of asymmetry; when the scission is late there is less chance for complete recovery of normal or genotypical asymmetry with

the result that lateral inversions are more likely to arise" — Bronson Price (1950). Price opines that scission occurs much earlier in dichorial monozygotic twins than in the monochorial monozygotic pairs, otherwise the former could not have developed separate sets of chorio-placental structures, and that conjoined scission is the latest of all types and it is a fact that they "show the most marked degress of lateral inversion." It is thus clear that with advance of time after the first single zygote is formed, the embryo gradually matures and after a certain stage its inherent twinning tendency, if any, cannot be manifested for very natural reasons. The probability of the second monozygotic scission of one or both of the members of an identical pair of twins then must, of necessity be less than $\mu$, or $\Phi$. But how much less — is a question, we reserve, in a future communication, to answer. If the second scission has a probability of $\mu'$, or $\Phi'$ then $\mu\mu'$, or $\Phi\Phi'$ should replace $\mu^2$, or $\Phi^2$ as the case may be.

Similar consideration for the second dizygotic twinning process would lead to the conclusion that the probability of two successive dizygotic twinning process to occur should be $DD'$ and not $D^2$ where $D'$ is less than $D$.

Introduction of these modifications and the correction due to mortality will alter the appearance of the various expressions deduced in the previous as well as the present paper.

Expression for $\left(\frac{m}{f}\right)_3$ : —

In the previous sections 6, 7, 8 and 9, expressions have been deduced for the frequencies of the four sex-combinations among triplet sets. From them, we have

$$\left(\frac{m}{f}\right)_3 = \frac{3U + 2V + W}{3X + 2W + V},$$

i.e. $\left(\frac{m}{f}\right)_3 = \left(\frac{m}{f}\right)_1$ multiplied by

$$\frac{6\mu(1-\mu)^2(\mu + aD) + 2bD(1-\Phi)[2\mu(1-\mu) + \Phi(1-\Phi)] + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2}{6\Phi(1-\Phi)^2(\Phi + bD) + 2aD(1-\mu)[2\Phi(1-\Phi) + \mu(1-\mu)] + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2}.$$

It can be proved now, by the application of simple principles of inequality, that

$$\left(\frac{m}{f}\right)_3 < \left(\frac{m}{f}\right)_2 < \left(\frac{m}{f}\right)_1$$

$$\because \Phi > \mu \quad \text{and} \quad 1 \gg \mu + \Phi .$$

An alternative form for $\left(\frac{m}{f}\right)_3$ seems more convenient for numerical calculations. We write

$$\left(\frac{m}{f}\right)_3 = \left(\frac{m}{f}\right)_1 \cdot \frac{6\mu^2(1-\mu)^2 + 2D[a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2]}{6\Phi^2(1-\Phi)^2 + 2D[a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2]}$$

$$\frac{+4D\mu(1-\mu)(1-a\mu-b\Phi) + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2}{+4D\Phi(1-\Phi)(1-a\mu-b\Phi) + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2} .$$

The proof of the above inequality is not represented here for the sake of brevity and because it involves only common principles.

## (14) Practical computation.

Practical computation of the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ from U. S. twin and single confinement statistics as analysed and published by Strandskov and his collaborators is given in the present section to illustrate the method of using the various formulae deduced for that purpose in the preceding paper (I) as well as in the present.

The data is classified into American 'white' and 'colored' populations, but not sorted according to the age-group of the productive mothers. This is a serious handicap in giving the data a fair treatment in consonance with the principles formulated in the theory here presented. Nevertheless the illustration will serve the purpose of demonstrating the steps to follow in the computation.

The table III is compiled from the data given by Strandskov and his associates, (1945 to 1949) and the computed results are presented in table IV. The figures include both live-and still-born cases recorded in the U.S. Registration area. It is

to be admitted, however, that death taking at the very early stages of utero-gestation are not always recorded. Hence, the data do not exactly correspond to the quantities in the first column of table III, but they are the best or the nearest approximations to the theoretical quantities at present available from confinement statistics. An attempt will be made, in a future paper, to introduce a correction for this error. The sex-ratios included in table III have been evaluated from the data contained in the papers, for which references have been given.

For the sake of convenience, a list of the formulae that are to be used in the compulation is inserted here :

(*a*) $\frac{r_2}{s} = \frac{1}{2}\left(\frac{m}{f}\right)_1$, $\frac{t_2}{s} = \frac{1}{2}\left(\frac{f}{m}\right)_1$, from (*I*-20) (*v*).

$$r = r_1 + r_2 \quad \text{and} \quad t = t_1 + t_2 .$$

(*b*) $$K_1 = \frac{N_{22}}{(N_{11})^2} \cdot \frac{r_1 m_{11}}{r_2} = \frac{1}{2}\,\frac{s\,r_1}{f_{11} r_2} = \frac{r_1}{m_1},$$

$$K_2 = \frac{1}{2}\,\frac{s\,t_1}{m_{11}\,t_2} = \frac{t_1}{f_1}, \quad \text{since} \quad \frac{N_{22}}{(N_{11})^2} = \frac{1}{2}\,\frac{s}{(m\,f)_{11}} \quad \text{from (}I\text{-19).}$$

(*c*) $\mu = \frac{1}{2}\left(1 - \sqrt{1 - 4K_1}\right)$ and $\Phi = \frac{1}{2}\left(1 - \sqrt{1 - 4K_2}\right)$.

(*d*) $$D = \frac{\mu\, r_2}{r_1} + \frac{\Phi\, t_2}{t_1}, \text{ from (}I\text{-20) (}vii\text{).}$$

As all the quantities on the right are known now, $D$ can be calculated out.

(*e*) $$\left(\frac{a}{b}\right) = \left(\frac{m}{f}\right)_1 \cdot \frac{1 - \Phi}{1 - \mu} \text{ and, } a + b = 1 .$$

As $\mu$ and $\Phi$ are already known and $\left(\frac{m}{f}\right)_1$ is known from table III $a$ and $b$ can be determind.

(*f*) Twin sex-ratio, $\left(\frac{m}{f}\right)_2 = \left(\frac{m}{f}\right)_1 \frac{\mu\,(1-\mu) + D\,(1 - a\,\mu - b\,\Phi)}{\Phi\,(1-\Phi) + D\,(1 - a\,\mu - b\,\Phi)}$.

Here, $\left(\frac{m}{f}\right)_1$ is taken from table III and the rest from table IV.

(*g*) Triplet sex-ratio, $\left(\frac{m}{f}\right)_3$

$$= \left(\frac{m}{f}\right)_1 \frac{6\mu^2(1-\mu)^2 + 2D[a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2]}{6\Phi^2(1-\Phi)^2 + 2D[a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2]}$$

$$\frac{+4D\mu(1-\mu)(1-a\mu-b\Phi) + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2}{+4D\Phi(1-\Phi)(1-a\mu-b\Phi) + 3D^2(1-a\mu-b\Phi)^2}.$$

(*h*) $$N = N_1 + N_2 + N_3 + N_4 + \ldots,$$

where, — $N$, $N_1$, $N_2$, $N_3$, $N_4$, etc., respectively denote the number of total, single, twin, triplet, etc. confinements. Terms after $N_4$ may be neglected as they are negligibly small compared to $N_1$. This value of $N$ is included in table III.

$N$ can also be determined from the theory here presented. Since, we have

$$m_{11} = N a(1-\mu)(1-D) \quad \text{and} \quad f_{11} = N b(1-\Phi)(1-D),$$

therefore,

$$N = N a + N b = \frac{m_{11}}{(1-\mu)(1-D)} + \frac{f_{11}}{(1-\Phi)(1-D)}.$$

The theoretical and the observational value of $N$ may be compared. The theoretical value is included in table IV.

(*i*) $$\frac{N_1}{N} = q_1 = (1-D)(1-a\mu-b\Phi)$$

$$\frac{N_2}{N} = q_2 = (1-D)E + \frac{D}{1-D} \cdot q_1^2,$$

where,

$$E = a\mu(1-\mu)^2 + b\Phi(1-\Phi)^2$$

$$\frac{N_3}{N} = q_3 = 2(1-D)F + 2DEq_1 + \frac{D^2}{(1-D)^2} q_1^3,$$

where,

$$F = a\,\mu^2\,(1-\mu)^3 + b\,\Phi^2\,(1-\Phi)^3\,,$$

as obtained from section, 11 of the present paper.

Really speaking, $q_1$, $q_2$, and $q_3$ represent the probabilities that a confinement is single, twin and triplet respectively. As quadruplets and higher plural confinements are extremely rare, we must have the following relation :

$$q_1 + q_2 + q_3 \backsimeq 1.$$

The values of $q_1$, $q_2$ and $q_3$ for both 'white' and 'colored' populations satisfy this relation very satisfactorily as may be seen in table IV.

$$(j) \quad N_{12} = \frac{\mu\,r}{\mu + a\,D} + \frac{\Phi\,t}{\Phi + b\,D}\,, \qquad N_{22} = \frac{a\,D\,r}{\mu + a\,D} + s + \frac{b\,D\,t}{\Phi + b\,D}\,,$$

and,

$$\frac{N_{22}}{N_2} = \frac{1}{2}\,\frac{s}{N_2}\,\frac{(N_{11})^2}{(m\,f)_{11}}\,,$$

where, $N_2 = N_{12} + N_{22}$, from $(I\text{-}19)$.

$$(k) \quad N_{13} = \frac{2\,\mu^2\,U}{\mu^2 + (\mu + a\,D)^2} + \frac{2\,\Phi^2\,X}{\Phi^2 + (\Phi + b\,D)^2}\,,$$

$$N_{23} = \frac{2\,a\,\mu\,D\,U}{\mu^2 + (\mu + a\,D)^2} + \frac{2\,\mu\,V}{2\,\mu + 3\,a\,D} + \frac{2\,\Phi\,W}{2\,\Phi + 3\,b\,D} + \frac{2\,b\,\Phi\,D\,X}{\Phi^2 + (\Phi + b\,D)^2}\,,$$

$$N_{33} = \frac{a^2\,D^2\,U}{\mu^2 + (\mu + a\,D)^2} + \frac{3\,a\,D\,V}{2\,\mu + 3\,a\,D} + \frac{3\,b\,D\,W}{2\,\Phi + 3\,b\,D} + \frac{b^2\,D^2\,X}{\Phi^2 + (\Phi + b\,D)^2}\,.$$

These relations have been deduced in section 9. $U$, $V$, $W$ and $X$ are available from triplet confinement statistics.

$(l)$. Formulae to evaluate $U$, $V$, $W$ and $X$ from the theory can also be given and may be applied to determine them theoretically and to see how they agree with the statistical records.

Thus,

$$U = N\,a\,(1-\mu)^3\,(1-D)\,[\mu^2 + (\mu + a\,D)^2]\,,$$

$$V = N\,a\,b\,D\,(1-\mu)^2\,(1-\Phi)\,(1-D)\,(2\,\mu + 3\,a\,D)\,,$$

$$W = N\,a\,b\,D\,(1-\mu)\,(1-\Phi)^2\,(1-D)\,(2\,\Phi + 3\,b\,D)\,,$$

$$X = N\,b\,(1-\Phi)^3\,(1-D)\,[\Phi^2 + (\Phi + b\,D)^2]\,.$$

(*m*) Sex-homogeneity index of triplet sets is given by

$$S.H.I. = \frac{U+X}{V+W}$$

$$= \frac{a\,(1-\mu)^3[\mu^2 + (\mu + a\,D)^2] + b\,(1-\Phi)^3[\Phi^2 + (\Phi + b\,D)^2]}{a\,b\,D\,(1-\mu)\,(1-\Phi)\,[2\,\{\mu\,(1-\mu) + \Phi\,(1-\Phi)\} + 3D\,(1-a\mu-b\Phi)]}.$$

(*n*) Formulae for sex-combination frequencies in the case of twin pairs can also be given in terms of $N$, $\mu$, $\Phi$, $a$ and $D$. Thus,

$$r = N\,a\,(1-D)\,(1-\mu)^2\,(\mu + a\,D)\,,$$

$$s = 2\,N\,a\,b\,D\,(1-D)\,(1-\mu)\,(1-\Phi)\,,$$

$$t = N\,b\,(1-D)\,(1-\Phi)^2\,(\Phi + b\,D)\,.$$

The values so computed may be compared with those obtained from the census report (table III).

Table IV has been planned in such a way that the rows follow the order in which the corresponding quantities are to be calculated out in practice from the observed data with the help of the enlisted formulae.

There are certain quantities which have been obtained directly from the census data without the help of the theory presented here and again indirectly by computation from the theory. The two values so obtained are compared in table V.

The results tabulated in table (V) reveal that the theory agrees with the observation very closely in all cases, except the triplet sex-ratio and the relative triplet frequency, $q_3$. This fact definitely points out that the theory requires further

## Table III.

(*Observed data from Strandskov and associates* (1945-49), *U. S. census reports*).

| The quantity | U. S. 'white' | U. S. 'colored' | Reference |
|---|---|---|---|
| $m_1$ (single ♂) . . . . . | 14,249,501 | 1,803,341 | Strandskov and Siemens (1946). |
| $f_1$ (single ♀) . . . . . | 13,355,589 | 1,709,494 | » |
| $N_1$ (Total single) . . . . | 27,605,090 | 3,512,835 | » |
| $r$ (♂♂) . . . . . | 108,772 | 16,337 | Strandskov and Edelen (1946) |
| $s$ (♂♀) . . . . . | 103,673 | 17,921 | » » |
| $t$ (♀♀) . . . . . | 102,785 | 16,152 | » » |
| sex-ratio (single) $= \left(\frac{m}{f}\right)_1$ | 1.066932 | 1.054900 | Estimated from Mows, 1 and 2. |
| sex-ratio (twins) $= \left(\frac{m}{f}\right)_2$ | 1.038720 | 1.008959 | Same as 1st mow. |
| sex-ratio (triplets) $= \left(\frac{m}{f}\right)_3$ | 1.001535 | 0.900000 | » » |
| $N$. . . . . | 27,923,410 | 3,564,003 | » » |
| $N_2$ . . . . . | 315,230 | 50,450 | » » |
| $N^3$ . . . . . | 3,041 | 703 | » » |
| $q_1 = N_1/N$ . . . . . | 0.988600 | 0.985643 | » » |
| $q_2 = N_2/N$ . . . . . | 0.011289 | 0.014155 | » » |
| $q_3 = N_3/N$ . . . . . | 0.000109 | 0.000197 | » » |
| $q = q_1 + q_2 + {}_3q$ . . . . | 0.999996 | 0.999995 | » » |
| $N_{12}/N_2$ . . . . . | 0.65844 | 0.71092 | » » |

TABLE IV.

(*Calculated values of* $\mu$, $\Phi$, $D$, $a$, *and other important quantities*).

| QUANTITY | Population | | Formula Sec. 14 |
|---|---|---|---|
| | U.S. 'white' | U.S. 'colored' | |
| $r_2$ | 55,307 | 9,452 | (*a*) |
| $r_1$ | 53,465 | 6,885 | (*a*) |
| $t_2$ | 48,619 | 8,494 | (*a*) |
| $t_1$ | 54,166 | 7,658 | (*a*) |
| $K_1$ | 0.00375241 | 0.00381791 | (*b*) |
| $K_2$ | 0.00405232 | 0.00447971 | (*b*) |
| $\mu$ | 0.003767 | 0.003833 | (*c*) |
| $\Phi$ | 0.004070 | 0.004500 | (*c*) |
| $D$ | 0.007554 | 0.010253 | (*d*) |
| $a$ | 0.516115 | 0.513190 | (*e*) |
| $b$ | 0.483885 | 0.486809 | (*e*) |
| $Na$ | 14,412,251 | 1,829,033 | (*h*) |
| $Nb$ | 13,512,239 | 1,735,011 | (*h*) |
| $N = Na + Nb$ | 27,924,490 | 3,564,044 | (*h*) |
| $(m/f)_1$ | 1.066932 | 1.05489 | Table III |
| $(m/f)_2$ | 1.039228 | 1.007401 | (*f*) |
| $(m/f)_3$ | 1.011835 | 0.964624 | (*g*) |
| $a/b$ | 1.066605 | 1.054193 | (*e*) |
| $q_1$ | 0.988562 | 0.985632 | (*i*) |
| $q_2$ | 0.011292 | 0.014125 | (*i*) |
| $q_3$ | 0.000144 | 0.000220 | (*i*) |
| $q = q_1 + q_2 + q_3$ | 0.999998 | 0.999977 | (*i*) |
| $N_{22}/N_2$ | 0.658451 | 0.710949 | (*j*) |

TABLE V.

(*Comparison of the observed and the calculated values of certain quantities taken from tables III and IV*).

| THE QUANTITY | U.S. 'White' | | U.S. 'Colored' | |
|---|---|---|---|---|
| | Observed | Calculated | Observed | Calculated |
| $N$ . . . . . | 27,923,410 | 27,924,490 | 3,564,003 | 3,564,044 |
| $(m/f)_2$ . . . | 1.038720 | 1.039228 | 1.008959 | 1.007401 |
| $(m/f)_3$ . . . | 1.001535 | 1.011835 | 0.900000 | 0.964624 |
| $q_1$ . . . . . | 0.988600 | 0.988562 | 0.985643 | 0.985632 |
| $q_2$ . . . . . | 0.011289 | 0.011292 | 0.014155 | 0.014125 |
| $q_3$ . . . . . | 0.000109 | 0.000144 | 0.000197 | 0.000220 |

refinements by the introduction of the mortality correction for deaths in the early uterogestation period and by taking into account the fact that the probability of formation of an additional embryo, by scission or addition, gradually decreases after each scission or addition. Attempts are being made to effect the refinements and the results will be reported in the next communication, which indicate a still closer and almost perfect agreement.

Caution must be exercised in applying the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ indiscriminately to any population. To emphasise the importance of ethnic variation of these quantities their values for two different racial populations of U.S., the 'white' and the 'colored' have been given in two parallel columns side by side in tables III, IV and V. There is no bar, of course, to their use in analysing or testing the data for these two populations as these quantities are not liable to appreciable variation from year to year. Similar application of the theory to the Japanese data would be very interesting, as it would reveal the fundamental biological character of a Monogolian people which very remarkably exhibit the plural confinement as a very rare pheno-

menon compared to the frequencies in the populations of Europe, America and India (Komai and Fukuoka, '36).

It is desirable before the analysis is applied and $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ are determined, to arrange the confinement data according to the ages of the productive mothers, if the census report permits. The ethnic difference and the maternal age difference should be given the paramount importance for the sake of precision of the scientific principles involved in the analysis.

The values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$, evaluated for the U.S., 'white' and the 'colored' populations in this paper are ture for the entire maternity. They are some sort of averages for the mothers of all ages, taken together and are therefore biologically important.

The present writer could not procure suitable data to follow the ideal procedure and estimate the values of $\mu$, $\Phi$, $D$ and $a$ for different age-groups of mothers of different populations. The theory presented here, serves as a guide for our future records and analyses of the confinement statistics. In absence of suitable triplet sex-combination frequency data, no comparison of the calculated and the observed values could be made and moreover, determination of $N_{13}$, $N_{23}$ and $N_{33}$ also could not be made for the same reason.

The author is indebted to Dr. B.S. Guha, the Director, Department of Anthropology, Government of India for his giving the facilities for carrying out this investigation and to Dr. E.C. Büchi and Professor C. Gini for helpful criticism.

## References

Dahlberg, G., 1926. *Twin births and twins from a hereditary point of view.* Stockholm, A. B. Tidens, Tryckeri.

Das, S. R., 1953. *A mathematical analysis of the phenomena of human twins and higher plural births.* Part I : Twins. Metron XVII : 1-2.

Hellin, D., 1895. *Die Ursache der Multiparität der Unipaaren Tiere Ueberhaupt und der Zwillingsshwangerschaft beim Menschem,* München.

Jenkins, R. L., 1929. *Twin and triplet birth ratios.* J. Hered. XX, 485-494.

Komai, T. and G. Fukuoka, 1936. *Frequency of multiple births among the Japanese and related people.* « Am. J. Phys. Anthrop., » 21 : 433-447.

Morril, C. V., 1919. *Anat. Rec.* 16 : 265-291.

Newman, H.H., 1916. *Biol. Bull.* 30 : 173-209.

PRICE, BRONSON, 1950. *Primary biases in twin studies.* Am. J. Human Genetics, 2 : 293.

STRANDSKOV, H. H., 1945*a*. *Multiple birth confinement frequencies in the U.S. birth registration area from* 1922-1936 *inclusive.* « Am. J. Phys. Anthrop. ». Vol. 3 (n. s.) : 49.

STRANDSKOV, H. H., 1945 *b*. *Sex-ratios of live-births and still-births of the U.S. total, 'white', and'coloned' populations* 1922-36, *resistration area.* « Am. J. Phys. Anthrop. », Vol. 3 (n. s.) : 165.

STRANDSKOV, H. H. and EDELEN, E. W., 1946. *Monozygotic and dizygotic twin births frequencies in the ' white ' and the' colored ' U.S. population.* « Genetics » 31 : 483-446.

STRANDSKOV, H. H. and SIEMENS G.T., 1946. *An Analysis of the sex-ratio among single and plural births in the total, the ' white '* and the *' colored ' U.S. populations.* « Am. J. Phys., Anthrop. » Vol. 4 (n. s.) : 491-501.

WEINBERG, W., 1901. « *Beiträge Zur Physiologie und Pathologie der Mehrlingsgeburten beim Menschen* ». « Arch. ges. Physiol. », 8 : 346-430.

G. HERDAN

# Language in the Light of the Statistical Theory of Information. II

## VII

### *Principles of Information Theory*

Statistical Information theory is a new branch of statistics characterised by a chameleon-like change of its features according to the type of object to which it is applied. Since some of its fundamental concepts are not yet unequivocally defined, it may be welcome to the reader who meets this most interesting new theory here for the first time to have a summary exposition of its fundamental principles as far as they are generally accepted. The first part of this paper was concerned mainly with the application of the theory which somewhat prevented continuity in the exposition of the latter.

To survey the fundamental principles of information theory once more is specially desirable for the purpose of the present investigation because it deals with the application of the theory to a new language feature — syllable number per word like Part I — whereas so far the theory was only applied to letters or phonems, (18a) and a clear exposition will, no doubt, contribute towards avoiding misunderstanding in this respect.

'Information' as used in information theory, although related to the everyday meaning of the word, must not be confused with it. Information does not refer to the semantic content of the message. For the purpose of communication, the meaning of the message is irrelevant ; what is significant is the difficulty in transmitting it by means of a code so that it should be readily understood. From this point of view, 'information' exists only when there is a choice of possible messages.

In general, when there are a number of possible symbols which may occur in a message, there will be a set of a priori probabilities, $p_i$, for the symbols, and the average uncertainty attached to a symbol is then regarded as the amount of information per symbol. It turns out to be

$$H = -\Sigma p_i \log_2 p_i \qquad (1)$$

The reason for using the dyadic logarithm is as follows. Let us assume we had a series of relative frequencies of phonems in a language. The variable, so far, has only qualitative distinctions: the qualitative differences between the phonems. By arranging them in the order of frequency of occurrence, we attach a rank to each of them, starting with unity and rising by steps of unity. This translates the original series into a new 'alphabet,' starting with 1 and ending with the highest frequency, say $r$, the frequencies decreasing as the 'variable' assumes higher values. Now the smallest code suitable for the transmission of messages of any kind is one with only two possible code signs, 'yes' and 'no', 'presence' and 'absence,' or '1' and '0'. (19) The linguistic variable can be transformed unequivocally by means of such a code. If we wish to represent the phonems by it, all we have to do is to express their rank by a binary number, that is a number constructed from only two digits, 0 and 1, which are, therefore called 'binary digits,' contracted to 'bits.' Just as in the Decimal system any number is represented as a sum of powers of 10, so in a Binary system any number is represented as a sum of powers of 2. For instance: $10 = 1.2^3 + 0.2^2 + 1.2^1 + 0.2^0$, and 10 is, therefore, with positional notation written as 1010; we then say that 10 in this notation has 4 binary digits.

For a series of length $r$ (maximum rank), the number of binary digits in the positional notation of $r$ to the base 2 is an upper bound for $log_2 r$, namely $log_2 r$ rounded off to the next whole number:

$$H' = [ld\, r], \qquad (2)$$

where *ld* stands for the dyadic logarithm.

$H'$ is a measure of information about the phonem code in terms of the binary code. It is a measure of information, but without regard to the statistical distribution of phonems, that is without regard to their having definite a priori probabilities, or, what is the same, under the condition of their equidistribution.

If we wish to take the actual probability distribution into account we proceed as follows. Writing formula (2) as :

$$H' = -ld\ 1/r = -ld\ \bar{p}\,, \qquad (2a)$$

the amount of information per symbol is seen to be the negative daydic log of the relative frequency $\bar{p}$ per symbol. Similarly, the *average* amount of information per symbol of the actual series of relative frequencies is given by the *average* negative dyadic log of the relative frequencies of the symbols :

$$H = -\sum_1^r p_i\ ld\ p_i\,, \qquad (1a)$$

which is identical in form with formula (1).

Its derivation by the combinatorial method is as follows (20) : We assume that for the transmission of a message there are different signs at our disposal, and that the message requires $N$ signs altogether. The relative frequency of one of the $r$ different signs is $p_i$ and their sum, of course, unity :

$$\sum_1^r p_i = 1\,.$$

For the number of different messages of length $N$ which can be formed out of $r$ different signs with these relative frequencies, $p_i$ we obtain by the combinatorial calculus :

$$Z = \frac{N\,!}{(p_1 N)\,!\,(p_2 N)\,!\ldots(p_r N)\,!}\,. \qquad (3)$$

This number becomes a maximum for $p_1 = p_2 \ldots p_r = \bar{p} = 1/r$ :

$$Z' = N\,!\Big/\left(\frac{N}{r}\,!\right)^r$$

The application of Sterling's formula $N! = n \log N - N$ $(N \gg 1)$ gives

$$\log Z = -N \sum_1^r p_i \log p_i ,$$

$$\log Z' = N \log r = -N \log \bar{p} . \qquad (4)$$

If the logarithm is that to the base 2, these quantities represent the total information in $N$ symbols. Dividing by $N$ gives the average information per symbol

$$H = -\sum_1^r p_i \, ld \, p_i , \qquad (4\,a)$$

$$H' = -ld \, \bar{p} ,$$

identical with formulae (1), (2 *a*).

Their quotient

$$h = \frac{\Sigma \, p_i \, ld \, p_i}{ld \, \bar{p}} , \qquad (5)$$

shows the influence of weighting the phonem ranks by the actual probabilities, or roughly, the influence of the statistical distribution of the phonems.

Because of their formal similarity with the expression for the Entropy of statistical mechanics, $H$ and $H'$ are called Entropies, and their quotient $h$ the Relative Entropy. Its complement

$$R = 1 - h \qquad (6)$$

is a measure of the Redundancy of the code, that is the property which enables us to use the stability of the relative frequencies for making guesses with a reasonable degree of expectation to be correct as to missing parts of the message.

The reason why the entropy per symbol calculated in this way forms the appropriate measure of the amount of information

is contained in the 'Fundamental Theorem' or the 'Coding Theorem.' This states that if a language has an entropy of $H$ bits per phonem, or any other linguistic unit, then it is possible to approximate as closely as desired to a coding system which translates the original message into a binary code, with digits 0 and 1 say, using on the average $H$ bits per phonem of the original language. In accordance with this, $H$ stands to the mean rank, $M$, of the original series in the inequality relation:

$$H \leq M. \qquad (7)$$

Roughly, the number of digits in the binary form of the number of different original symbols (phonems) is a measure of information in the case of the unweighted (or equiweighted) distribution of symbols; and the average number of digits in the binary form of the ranks of symbols is a measure of information in the case of the weighted (by number of occurrences) distribution of phonems and is equal to, or less, than, the mean rank.

$H$ measures the equivalent number of binary digits for each phonem belonging to the language in question. It thus makes languages really comparable, the 'bits' beign the common yardstick.

There exists an important difference between the interpretation of $H$ according to the type of linguistic form from whose distribution $H$ is calculated. If $N$ in formula (3) stands for the total number of phonems in the message then, since phonems are the ultimate phonological units, $H$ could not be conceived any longer in terms of linguistic units proper. The 'ranks' have no linguistic meaning here, and the binary code implied in the calculation of the entropy is now one of logical opposition which may be denoted by symbolic signs only, like Morse code dots and dashes or Pitman's shorthand symbols etc.

If, on the other hand, $N$ stands for the number of words of different length, be it in terms of number of phonems per word, or number of syllables per word as in our application, then the entropy $H$ is in terms of the next smaller linguistic unit, and thus stands for the number of phonems per word, or for the number of syllables per word, respectively. This is

because the 'ranks' of the original symbols are in this case identical with their content in terms of smaller units ; thus rank 1, 2, 3 .... means in this case also words containing 1, 2, 3 ... phonems or 1, 2, 3 ..... syllables, respectively. As a result, the entropy $H$ is here a lower bound for the average number of phonems per word, or of syllables per word.

## VIII

*Language translations as bi-variate distributions of coding symbols.*

In this part we consider the bi-variate distribution of language symbols for coding a message. Translating from one language into another may be conceived as having that structure. Every such translation can be regarded as an instance of double coding. The identical message is expressed in two different language codes. It is first encoded in the "original" language, from which the translator has to decode it previous to encoding it into that of the "translation."

The bi-variate universe which we shall consider is that of word occurrences according to the number of syllables in both languages. This concerns directly only the quantitative aspect of translation, viz., the translation in terms of the number of syllables used in the second encoding operation as against that used in the code of the original. Thus, the "goodness" of a translation in the sense of close representation of the *meaning* of the original is not the immediate object of the statistical enquiry, and could not form such an object until the manifold of meanings is conceived as a statistical collective. But even so, the statistical inquiry is of great interest to the linguist since the quantitative aspect of translation which is amenable to statistical treatment is an element of what is sometimes vaguely described as " flavour ", " atmosphere, " " recapture of the spirit of the original " or as the absence of these characteristics. We are all familiar with the fact that of two translations both of which may be equally correct renderings of the original thoughts, one may appeal much more to us than the other, because it somehow succeeds better in bringing home to us the peculiarity of the original. It has, in spite of the other being an equally

good rendering of the original ideas in the language of the translation, retained more of the original than the other.

The similarity between the two languages in the articulation of thought by means of syllables, and in the quantity of phonems or syllables used for conveying distinction between thoughts, must undoubtedly have a great deal to do with this. We shall see that the theory of information enables us to express this aspect of translation from one language into another quantitatively, and thus to arrive at objective estimates of the ease or otherwise, of translating from one language into another, and of the " goodness " of a given translation, in respect of the quantitative characteristic under consideration.

## A. Theory.

The bi-variate problem arises in communication theory as that of the disturbance of a signal through noise during the transmission. This means that the received signal is not necessarily the same as that sent by the transmitter. The change of the signal may be a systematic one. In this case, the received signal will be a definite function of the transmitted signal ; that is, the latter will suffer a systematic distortion. The case, however, which interests us here is that in which the signal does not *always* undergo the same change in transmission, and that in the individual instance it is unpredictable whether, and what, a change will take place. The amount of distortion suffered during transmission must then be considered to be itself a chance variable. In language translation, the problem takes on this form : if the words of the original are characterised by certain properties, do these properties undergo systematic or stochastic changes in the process of translation ?

The mathematical tools required for an analysis of this kind are, therefore, those of correlation analysis and we could, of course, apply the conventional measures of correlation, such as the correlation coefficient if the relation was a linear one, the correlation ratio for the general case, and regression functions. It is, however, one of the most valuable features of the statistical theory of information that it provides its own particular correlation measures.

Suppose there are two variates, $x$ and $y$, each of which has a frequency distribution, $x$ with $n$ and $y$ with $m$ class intervals, and suppose that for $N$ individual events their belonging to a class of both $x$ and $y$ has been recorded, or as we say, their bivariate distribution with regard to $x$ and $y$ has been obtained Let $P(i,j)$ be the probability of the joint occurrence of the event in the class intervals $i$ of $x$ and $j$ of $y$. The entropy of the joint event is then

$$H(x,y) = -\sum_{ij} p(i,j) \log p(i,j) \tag{18}$$

while

$$H(x) = -\sum_{ij} p(i,j) \log \sum_{j} p(i,j) = -\sum_{i} p(i) \log p(i)$$

$$H(y) = -\sum_{ij} p(i,j) \log \sum_{i} p(i,j) = -\sum_{j} p(j) \log p(j) \tag{19}$$

It is shown below that

$$H(x,y) \leq H(x) + H(y) \tag{20}$$

where the equality sign applies only if the events are independent, i.e. $p(i,j) = p(i)\,p(j)$.

*In words;* the uncertainty of the joint event cannot exceed the sum of the uncertainties of the separate events.

The conditional entropy of $y$, $H_x(y)$ is defined as

$$H_x(y) = -\sum_{ij} p(i,j) \log p_i(j)\,; \tag{21a}$$

similarly the conditional entropy of $x$:

$$H_y(x) = -\sum_{ij} p(i,j) \log p_j(i)\,. \tag{21b}$$

It is also called the equivocation or the ambiguity and measures how uncertain we are of $y$, on an average, if we know $x$, and vice versa.

Substituting in (21*a*) for $p_i(j)$

$$p_i(j) = p(i,j) \,/\, \sum_{j} p(i,j)\,,$$

we obtain

$$H_x(y) = -\sum_{ij} p(i,j) \log p(i,j) + \sum_{ij} p(i,j) \log \sum_{j} p(i,j)$$

$$= H(x,y) - H(x),$$

and

$$H(x,y) = H(x) + H_x(y). \tag{22}$$

*In words*, the uncertainty of the joint event is equal to the sum of the uncertainty of one separate event plus the relative uncertainty of the other. Since now the relative uncertainty as that within arrays can never exceed that calculated without that restriction,

$$H(x) \geq H_y(x)$$

$$H(y) \geq H_x(y) \tag{23}$$

it follows that between the uncertainty of the joint event $H(x,y)$ and those of the separate events $H(x)$, $H(y)$ there must be the inequality relation (20).

The difference $H(y) - H_x(y)$ and $H(x) - H_y(x)$ mesaures the average amount of information received.

Insofar, this difference

$$R = H(y) - H_x(y) = H(x) - H_y(x) = H(x) + H(y) - H(x,y) \tag{24}$$

serves as a measure of the intensity of dependence or correlation between $x$ and $y$. (Strictly speaking it measures regression). As the bi-variate redundancy, $R$ is a measure of the predictability of word length equivalents in the two languages.

The measure, suffers, however, from the same shortcoming as does the difference between $H'$ and $H$, or $H$ and $M$, in that it is not comparable for different degrees of freedom (D.F.). It must be corrected by "standardising for the given *D.F.*

The ratio

$$R' = [H(x) - H_y(x)] / H(x)$$

becomes in the limit when $p_1 = p_2 = \ldots \frac{1}{n}$,

$$R' = 1 - H_y(x) / H'(x)$$

and

$$R'' = 1 - H_x(y) / H'(y) \qquad (25)$$

It measures the correlation between the signals in which the message was sent and those in which it was received in a comparable way. For a message of sufficient length it says that the system is capable of transmitting $R'N$ units of information.

We may also express this by saying that $R'$ is a measure of how much of the information in the original code is preserved and transmitted in that of the translation, whereas the quantities $H_x(y)$, $H_y(x)$ are measures of the *loss* of such information in terms of the average number of not transmitted units per occurrence.

B. Application.

Let us consider a linguistic text. For the purpose of this investigation, we regard the words as ' units ' of which the text is built up. The translation of the message into another language is a similar text whose units (words) are the equivalents of those in the original text.

We now ask whether there exists a relation between certain specified properties of equivalent units in the two languages, apart from their signifying the same concept. That they must be related through the signified concept is obvious and this is, more or less, the only thing anybody will know with certainty about language translations. Words, however, have purely linguistic or code properties, such as sound (phoneme) structure, grammatical function, length in terms of numbers of letters or of phonems or of syllables, and the question in which we are here interested is whether there exist relations between these properties in the corresponding units.

As experimental material for the investigation were chosen translations into English from four languages ; French, German, Czech and Russian. The bi-variate distributions required for the computation of the various entropies were obtained by recording for each word occurrence its length in terms of the number of syllables in the original and in the language of translation. It is emphasised that what is counted is the number of syllables of the words as spoken, not as written.

It must be admitted that consistency in classifying the length of words bi-variately is harder to achieve than in the univariate case. Quite apart from free translations, — which would not form suitable material for an investigation of this kind, and which have, therefore, not been used, — a word of the original language is sometimes translated not by one, but by two or more words in the other language, whereas in principle we assume that any word in the original has a one-to-one word equivalent in the translation. For instance, the German word "des" has "of it" as equivalent, and thus a one-syllable word has as equivalent *two* one-syllable words. The method in such cases was to regard the number of syllables required for translation of a given word of the original language as the length of the equivalent symbol, i.e. to regard the monosyllable "des" as being translated by a 2-syllable word. More difficult are matters when translating from a Slav language like Czech or Russian into English. The definite and indefinite article of the latter has, as a rule, no equivalent at all in the original. It is, therefore, best not counted. Further, possession is expressed in Russian rather differently from how we express it, and this becomes a source of ambiguity in counting experiments. Thus, the Russian equivalent of the English "I have" is "U Mena est,[1]" in which there is no one-to-one correspondence between original words and translation words. In such a case, and generally where the grammatical structure of the two languages differed so as to make it impossible to give exact word equivalents, the number of syllables needed for expressing the *idea*, and not the number per word, were counted in both languages. Thus the concept of possession is expressed in Russian in the above example by four syllables, and in English by two. Substituting the number of syllables per *thought* instead of per *word occurrence* must somewhat change the word distribution especially of the language of translation. It leads to an increase in the frequencies of the higher classes of the word length scale. This is particularly true of the English distributions obtained in translations from Russian and Czech.

---

[1] latinized.

In spite of such singularities which naturally will be the more numerous the more distant the relationship between the languages, there results such a surprising similarity in the bi-variate distribution of samples from a given pair of languages, that the suspicion of any serious inconsistency or lack of precision in observation can be safely dismissed.

*Tables.*

| | |
|---|---|
| French-English (*F-E*) | VI*a*, VI*b*. |
| German-English (*G-E*) | VII*a*, VII*b*. |
| Czech-English (*C-E*) | VIII*a*, VIII*b*. |
| Russian-English (*R-E*) | IX*a*, IX*b*, IX*c*. |

## Discussion.

We notice first the similarity of the bi-variate distribution in different samples of a given pair of languages. Thus the bivariate distribution *G-E* of the translation from Goethe is very similar to that from Lichtenberg. The same applies to the two bivariate samples from Tolstoy and to the samples from French and Czech. The stableness of the distribution is best seen by comparison of the small sample from Tolstoy, War and Peace, comprising only 561 words with the large one comprising 1106 words. The considerable difference in sample size has hardly had any influence upon the bi-variate distribution.

On the other hand, between the distributions for different pairs of languages, there exist characteristic differences.

A simple way of condensing the information given by these tables so as to bring out their characteristic features, is to compare the occurrences with the same number of syllables in both languages with those where the number of syllables is unequal. Counting thus all the occurrences with the same number of syllables in both languages, that is the frequencies of the equi-syllable diagonal of the correlation table, further those above

TABLE VIa.

*Translation from G. Flaubert, Madame Bovary* (Sample I)

($N = 542$ referred to $N = 1{,}000$)

No. of syllables in *French* words.

| No. of syllables in *English* words. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. . . . . | **518** | 124 | 19 | 2 | | 663 |
| 2. . . . . | 92 | **136** | 39 | 7 | | 274 |
| 3. . . . . | 9 | 6 | **22** | 9 | 2 | 48 |
| 4. . . . . | | | 2 | **13** | | 15 |
| Totals . | 619 | 266 | 82 | 31 | 2 | 1,000 |

French

$M_F = 1.53$

$H(F) = 1.41$

English

$M_E = 1.42$

$H(E) = 1.21$

$H(F, E) = 2.333$

and thus $H(F, E) < H(F) + H(E) = 2.611$

$R = H(F) + H(E) - H(F, E) = .28$

$R' = 1 - H_e(F)/H' = 1 - \frac{1{,}13}{2.32} = .51$

TABLE VIb.

*Translation from G. Flaubert, Madame Bovary* (Sample II)

($N = 534$ referred to $N = 1{,}000$)

No. of syllables in *French* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | Total |
|---|---|---|---|---|---|
| 1. . . . . | **582** | 116 | 19 | 2 | 719 |
| 2. . . . . | 67 | **112** | 36 | — | 215 |
| 3. . . . . | 6 | 7 | **32** | 2 | 47 |
| 4. . . . . | | | 6 | **4** | 13 |
| 5. . . . . | | | | 6 | 6 |
| Totals . | 655 | 235 | 93 | 17 | 1,000 |

French

$M_F = 1.47$

$H(F) = 1.31$

English

$M_E = 1.37$

$H(E) = 1.17$

$H(F, E) = 2.14$

and thus $H(F, E) < H(F) + H(E) = 2.48$

$R = H(F) + H(E) - H(F, E) = .38$

$R' = 1 - H, (F)/H' = 1 - \frac{.97}{2{,}00} = .51$

*Translation from Goethe.* TABLE VIIa.

($N$ = 1200, reduced to $N$ = 1000)
No. of syllables in *German* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. . . . . | **418** | 188 | 19 | 2 | — | 627 |
| 2. . . . . | 63 | **109** | 55 | 9 | 3 | 239 |
| 3. . . . . | 5 | 37 | **33** | 17 | 1 | 93 |
| 4. . . . . | 2 | 8 | 11 | **7** | 2 | 30 |
| 5. . . . . | — | — | 3 | 6 | **2** | 11 |
| Total . . | 488 | 342 | 121 | 41 | 8 | 1,000 |

German: $M_G = 1.739$, $H(G) = 1.648$

English: $M_E = 1.559$, $H(E) = 1.458$

$H(G, E) = 2.81$

and thus $H(G, E) < H(G) + H(E) = 3.106$

$R = H(G) + H(E) - H(G, E) = .30$

$$R' = 1 - H_e(G) / H' = 1 - \frac{1.35}{2.32} = .42$$

*Translation from Lichtenberg.* TABLE VIIb.

($N$ = 1048, reduced to $N$ = 1000)
No. of syllables in *German* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. . . . . | **439** | 156 | 15 | 4 | — | 614 |
| 2. . . . . | 68 | **118** | 69 | 13 | 2 | 260 |
| 3. . . . . | 7 | 26 | **25** | 14 | 3 | 75 |
| 4. . . . . | — | 12 | 13 | **13** | 1 | 39 |
| 5. . . . . | — | 1 | 8 | 2 | **1** | 12 |
| Totals . | 514 | 303 | 130 | 46 | 7 | 1,000 |

German: $M_G = 1.729$, $H(G) = 1.653$

English: $M_E = 1.575$, $H(E) = 1.477$

$H(G, E) = 2.81$

and thus $H(G, E) < H(G) + H(E) = 3.130$

$R = H(G) + H(E) - H(G, E) = .32$

$$R' = 1 - H_e(G) / H' = \frac{1.33}{2.32} = .42$$

TABLE VIIIa.

*Translation from K. Capek, Talks with Masaryk.* (Sample I)

($N = 508$, referred to $N = 1{,}000$)

No. of syllables in *Czech* words

| No. of syllables in *English* words. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Totals |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1. . . . . | **350** | 149 | 28 | 10 | | 537 |
| 2. . . . . | 59 | **131** | 77 | 35 | 4 | 306 |
| 3. . . . . | 4 | 30 | **45** | 20 | 2 | 101 |
| 4. . . . . | — | 10 | 12 | **20** | — | 42 |
| 5. . . . . | — | — | 2 | 2 | **8** | 12 |
| 6. . . . . | — | — | 2 | | | |
| Totale | 413 | 320 | 166 | 87 | 14 | 1,000 |

Czech

$M_C = 1.97$

$H(C) = 1.88$

English

$M_E = 1.69$

$H(E) = 1.63$

$H(C, E) = 3.143$

and thus $H(C, E) < H(C) + H(E) = 3.51$

$R = H(C) + H(E) - H(C, E) = .37$

$R' = 1 - H_e(C)/H' = 1 - \frac{1.51}{2.32} = .35$

TABLE VIIIb.

*Translation from K. Capek, Talks with Masaryk.* (Sample II)

($N. = 490$ referred to $N = 1{,}000$)

No. of syllables in *Czech* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | Totals |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 . . . . | **351** | 165 | 39 | — | — | — | 555 |
| 2 . . . . | 35 | **124** | 78 | 39 | 10 | — | 286 |
| 3 . . . . | — | 35 | **41** | 27 | 6 | | 109 |
| 4 . . . . | — | 6 | 10 | **14** | 10 | 4 | 44 |
| 5 . . . . | — | — | 4 | — | **2** | | 6 |
| Totale | 386 | 330 | 172 | 80 | 28 | 4 | 1,000 |

Czech

$M_C = 2.05$

$H(C) = 1.96$

English

$M_E = 1.66$

$H(E) = 1.57$

$H(C, E) = 3.109$

and thus $H(C, E) < H(C) + H(E) = 3.53$

$R = H(C) + H(E) - H(C, E) = .42$

$R' = 1 - H_e(C)/H' = 1 - \frac{1.54}{2.58} = .40$

TABLE IXa.

(*Translation from Tolstoy* (*Childhood, Boyhood & Youth*)

($N$ = 1,187, reduced to $N$ = 1,000)

No. of syllables in *Russian* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | Totals |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 . . . . . | **294** | 187 | 72 | 15 | 2 | 1 | 1 | 572 |
| 2 . . . . . | 32 | **99** | 88 | 35 | 8 | 1 | 1 | 264 |
| 3 . . . . . | 4 | 23 | **41** | 36 | 12 | 5 | 2 | 123 |
| 4 . . . . . | 1 | 1 | 12 | **14** | 7 | 1 | — | 36 |
| 5 . . . . . | — | 1 | 1 | — | **2** | 1 | — | 5 |
| Totals . . . | 331 | 311 | 214 | 100 | 31 | 9 | 4 | 1,000 |

Russian

$M_R = 2.200$

$H(R) = 2.109$

English

$M_E = 1.640$

$H(E) = 1.550$

$H(R, E) = 3.358,$

and thus $H(R, E) < H(R) + H(E) = 3.659$

$R = H(R) + H(E) - H(R, E) = .30$

$$R' = 1 - H_e(R) / H' = 1 - \frac{1.81}{2.71} = .33$$

TABLE IXb.

*Traslation from Tolstoy* (*War and Peace*)

(small sample $N$ = 561, referred to $N$ = 1,000)

No. of syllables in *Russian* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | Totals |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 . . . . . | **283** | 194 | 78 | 20 | — | 2 | 577 |
| 2 . . . . . | 25 | **121** | 93 | 34 | 23 | 2 | 298 |
| 3 . . . . . | 2 | 21 | **32** | 30 | 9 | 2 | 96 |
| 4 . . . . . | — | — | 5 | **7** | 7 | 4 | 23 |
| 5 . . . . . | — | — | — | 2 | **2** | 2 | 6 |
| Totals . . . | 310 | 336 | 208 | 93 | 41 | 12 | 1.000 |

TALBE IXc.

*Translation from Tolstoy (War and Peace)*

($N$ = 1,106, reduced to $N$ = 1,000)

No. of syllables in *Russian* words

| No. of syllables in *English* words | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | Totals |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 . . . . . | **305** | 197 | 84 | 26 | 2 | 1 | — | 615 |
| 2 . . . . . | 28 | **103** | 79 | 38 | 16 | 2 | — | 271 |
| 3 . . . . . | 2 | 17 | **30** | 21 | 9 | 2 | 1 | 82 |
| 4 . . . . . | 1 | — | 4 | **9** | 7 | 3 | 1 | 25 |
| 5 . . . . . | — | — | 1 | 2 | **2** | 1 | 1 | 7 |
| Totals . . . | 336 | 322 | 198 | 96 | 36 | 9 | 3 | 1,000 |

Russian

$M_R = 2.21$

$H(R) = 2.10$

English

$M_E = 1.54$

$H(E) = 1.42$

$$H(R, E) = 3.253$$

and thus $H(R, E) < H(R) + H(E) = 3.52$

$$R = H(R) + H(E) - H(R, E) = .27$$

$$R' = 1 - H_e(R) / H' = \frac{1.83}{2.71} = .32$$

the diagonal and below giving the occurrences with more syllables in the original and with more syllables in the language of translation, respectively, we obtain for our samples the following distribution:

| | No. of words of *same length* in both languages | No. of *longer* words | |
|---|---|---|---|
| | | in original | in translation |
| *French-English* | | | |
| Flaubert, Sample I. . . . . | 689 | 202 | 109 |
| Sample II . . . . . | 733 | 175 | 92 |
| *German-English* | | | |
| Goethe . . . . . | 569 | 296 | 135 |
| Lichtenberg . . . . . | 586 | 277 | 137 |
| *Czech-English* | | | |
| Masaryk, Sample I. . . . . | 554 | 325 | 121 |
| Sample II . . . . . | 532 | 378 | 90 |
| *Russian-English* | | | |
| Tolstoy I . . . . . | 450 | 475 | 75 |
| Tolstoy II. . . . . | 454 | 491 | 55 |
| Small Sample . . . . . | 445 | 500 | 55 |

The agreement between the entropies for a particular pair of languages is quite striking:

| *French-English* | $H(E)$ | $H(F)$ | $H(FE)$ |
|---|---|---|---|
| Flaubert, Sample I. . . . . | 1.21 | 1.41 | 2.14 |
| Sample II . . . . . | 1.17 | 1.31 | 2.33 |
| *German-English* | $H(E)$ | $H(G)$ | $H(GE)$ |
| Goethe . . . . . | 1.46 | 1.65 | 2.81 |
| Lichtenberg . . . . . | 1.48 | 1.65 | 2.81 |
| *Czech-English* | $H(E)$ | $H(C)$ | $H(CE)$ |
| Masaryk, Sample I. . . . . | 1.63 | 1.88 | 3.14 |
| Sample II . . . . . | 1.57 | 1.96 | 3.11 |
| *Russian-English* | $H(E)$ | $H(R)$ | $H(RE)$ |
| Tolstoy, I . . . . . | 1.42 | 2.11 | 3.36 |
| Tolstoy II. . . . . | 1.55 | 2.21 | 3.25 |

It can be safely stated that before this investigation hardly anybody, would have thought it likely that there should be such agreement about a quantitative characteristic in translations of this kind. Nor could one have offered an explanation of such a phenomenon without conceiving of language as a system of efficient coding, and of translations as the analogue of bi-variate coding.

The correlation measured by $R$ results for the $G-E$ samples as .30, .32, and for the $R-E$ samples as .30, .27, which looks as if the intensity of dependence of the number of syllables in the translation upon that in the original were about the same in both pairs of languages. This would not only seem to contradict our impression according to which word length is more similar for the $G-E$ pairs than for $R-E$ pairs, but it is also hardly reconcilable with the characteristic difference in the bivariate distribution which we noted above.

The explanation is that for the purpose of comparison, we must standardise $R$ by the *D.F.*, and use $R'$ instead. We then get

$$R' = 1 - H_e(G)/H' = 1 - 1.35/2.32 = .42$$

$$R' = 1 - H_e(G)/H' = 1 - 1.33/2.32 = .42$$

$$R' = 1 - H_e(R) / H' = 1 - 1.81 / 2.71 = .33$$

$$R' = 1 - H_e(R) / H' = 1 - 1.83 / 2.71 = .32.$$

We thus obtain the answer which, on the basis of our impression and on that of the difference in the distributions we could expect, viz., that the correlation is greater for the $G - E$ pair. More precisely, that the average amount of original information transmitted is .42 for the German-English and .33 approximately for the Russian-English translations. For the French-English and Czech-English translations we have the following analogous equations

$$R' = 1 - H_e(F) / H' = 1 - \frac{1.13}{2.32} = .51$$

$$R' = 1 - H_e(F) / H' = 1 - \frac{.97}{2.00} = .51$$

$$R' = 1 - H_e(C) / H' = 1 - \frac{1.51}{2.32} = .35$$

$$R' = 1 - H_e(C) / H' = 1 - \frac{1.54}{2.58} = .40.$$

We thus obtain the following series of measures of dependence as regards the characteristic of word length in terms of number of syllables :

| | |
|---|---|
| French-English | .51, .51. |
| German-English | .42, .42. |
| Czech-English | .40, .35. |
| Russian-English | .33, .32 |

which reflect most precisely the varying degrees of relationship between the members of each pair of languages.

On the other hand, the average loss of information per word or thought occurrence is measured by the relative entropy, and results as

1.05 (average) for the $F-E$ translations

1.34 » » » $G-E$ »

1.53 » » » $C-E$ »

1.82 » » » $R-E$ »

We might, of course, also inquire about the loss of information, taking English as the original and French, German, Czech and Russian as languages of translation, and obtain the answer by calculating the conditional entropies $H_F(\mathrm{E})$, $H_G(\mathrm{E})$, $H_C(\mathrm{E})$, and $H_R(\mathrm{E})$ as .86, 1.16, 1.21 and 1.20 (averages), respectively. The distortion suffered by English in the translation is thus in each case less than that which the original languages underwent. But it should be kept in mind that for answering this question we should work from an English original which has been translated into German or Russian, whereas in our example we could only formally treat English as the language of translation.

## IX. Statistical method for Routine examination of translation.

For the routine examination of translations as to what extent they are true to the original as regards the quantitative aspect of word length, the graphical methods of Sequential analysis may be used with advantage. The method is based upon the Likelihood ratio, that is the ratio of the probabilities which a certain sample quality would have in two populations, representing the alternative in which one happened to be interested.

For the benefit of readers who are not familiar with sequential analysis, or with that type required in our case, the following brief outline of the method is given (21).

The event in which we are interested is the occurrence of a word in the original, and of its equivalent in the translatino

language. They may be of the same length, or they may differ in this respect. As far as they have the same number of syllables, there is no interference with the quantitative aspect of the original code. If they have unequal numbers of syllables, there are two cases possible : the original may have the longer word or the translation may have the longer word. In our correlation table, the first class are occurrences above the diagonal of equality, the second those below it. It is these two classes of occurrences which determine the amount of interference with the original code. The ratio of the sum of frequencies in either of the classes to the total of occurrences can serve as a measure of the quality of translation as regards the reproduction of the original word length in the translation.

A sequential plan is completely determined by four numerical quantities which the user must select. They specify (1) what he considers "good" or acceptable quality, (2) what he considers "bad" or rejectable quality, (3) what risk he is willing to run of rejecting "good" performance and (4) what risk he is willing to run of accepting "bad" performance. This means, in our case, that we must select what for a given pair of languages can be considered a standard quality of translation in terms of the ratio of occurrences of either longer or shorter words in the original to the total of occurrences.

It goes without saying that since the universe of word length is stable only for a limited period of time, a standard translation must also be understood as providing a standard of quality only for a limited period. With this restriction, however, there is the possibility of choosing a translation which is to form the standard of "good" quality and also by comparison with it, of defining "bad" quality in that respect as a translation in which the ratio of word equivalents having different lengths in the original and the translation to the total of bi-variate occurrences exceeds that of the standard.

The four quantities necessary for a sampling inspection plan are

$p_1$ the standard quality expressed as the ratio of word equivalents having different length in the original and translation, to the total of occurrences. We may choose

either the class of longer words in the original or that of longer words in the translation

$p_2$ the inacceptable quality expressed as the ratio of word equivalents having different length in the original and translation, to the total of occurrences, which substantially exceeds $p_1$. We may choose either the class of longer words in the original or that of longer words in the translation.

$\alpha$ the maximum risk or probability of rejecting a translation of quality $p_1$, or better, on the basis of a sample,

$\beta$ the maximum risk or probability of accepting a translation of quality $p_2$ or better, on the basis of a sample.

The criteria for the three decisions of (1) superiority of sample translation, (2) superiority of standard translation (3) same quality of sample and standard, within the limits of error, are given by a pair of parallel lines with intercept $-h_1$ and $h_2$ and slope $s$ drawn on a chart whose vertical scale measures the number of occurrences favourable to class 1 or 2, plotted separately, and whose horizontal scale measures the total number of occurrences. The test is made by counting in a piece of translation the number of bivariate occurrences in which the original has the longer words, or those in which the language of translation has the longer words, and plotting these numbers against the total number of occurrences in the sample. This continues until one of the plotted points falls outside the parallel lines. If a point falls above the upper line, it means that the translation is worse than the standard in so far as the number of unequal bi-variate occurrences in the sample is greater than in the standard.

If the point falls below the lower line, it means that the translation may be accepted as not worse than the standard.

The method permits the determination, under the given set of definitions, of a minimum sample size for arriving at decisions of the type described above, also of the average sample size for acceptance and rejection.

The intercepts $h_1$, $h_2$ and the slope $s$ are calculated as follows. We first form the quantities

$$g_1 = \log \frac{p_2}{p_1}$$

$$g_2 = \log \frac{1 - p_1}{1 - p_2}$$

$$a = \log \frac{1 - \beta}{\alpha}$$

$$b = \log \frac{1 - \alpha}{\beta}. \qquad (26)$$

from which we have

$$h_1 = \frac{b}{g_1 + g_2}$$

$$h_2 = \frac{a}{g_1 + g_2}$$

$$s = \frac{g_2}{g_1 + g_2}. \qquad (29)$$

NUMERICAL EXAMPLES.

1. As the standard translation for the German-English pair we choose Carlyle's translation of the passage from Goethe's Wilhelm Meister.

Taking as our criterion of the quality of translation the ratio

$$\frac{\text{longer words in original}}{\text{total of occurrences}} \text{ or}$$

that is

$$\frac{\text{words above diagonal of equality}}{\text{total bi-variate sample}} = \frac{296}{1000}$$

we have $p_1 = .296$. We now define bad quality in that respect as $p_2 = .500$, say. Adopting the conventional .05 risk for either the possibility of rejecting good and accepting bad performance, the four quantities required for the sample inspection plan are

$$p_1 = .296$$

$$p_2 = .500$$

$$\alpha = \beta = .05$$

Under these conditions we get by equations (26), (27)

$$\begin{aligned} g_1 &= .22789 \\ g_2 &= .14852 \end{aligned} \Big\} .37641$$

$$a = b \log .95 / .05 = 1.27875$$

$$h_1 = h_2 = 3.398$$

$$s = .395 \qquad \text{(Fig. 2}a\text{)}.$$

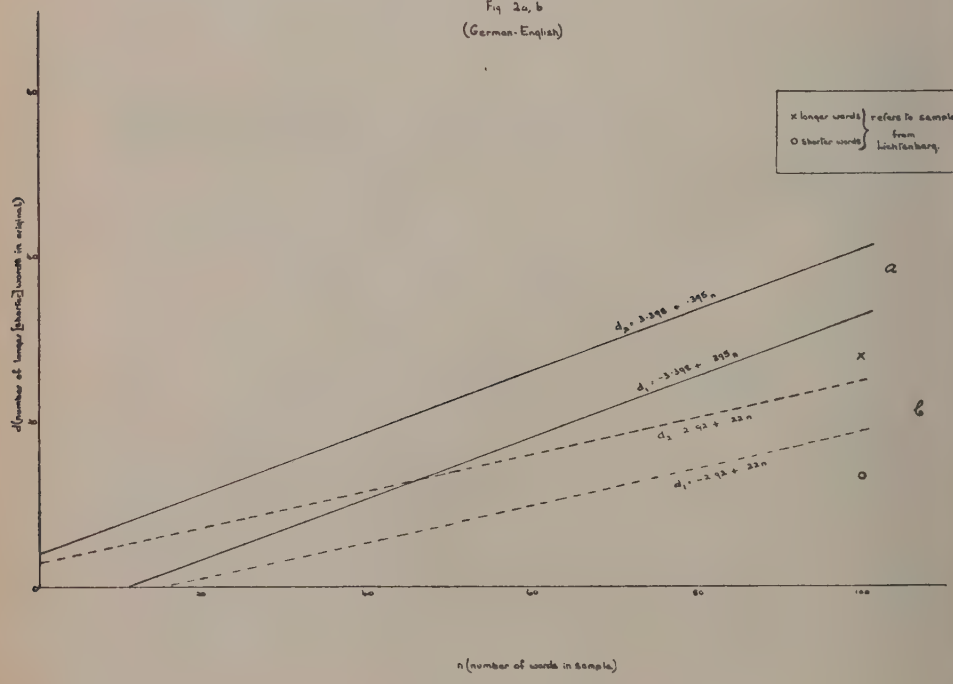
Taking as our criterion of quality the ratio

$$\frac{\text{longer words in translation,}}{\text{total of occurrences}}, = \frac{135}{1{,}000}$$

we have $p_1 = .135$, and defining bad quality in that respect as $p_2 = .300$, and $\alpha = \beta = .05$, we get from the set of definitions:

$$p_1 = .135$$
$$p_2 = .300$$
$$\alpha = \beta = .05$$

Fig 2a, b
(German-English)



the quantities required for the sequential sampling graph as

$$\left.\begin{aligned} g_1 &= .34635 \\ g_2 &= .09166 \end{aligned}\right\} .43801$$

$$h_1 = h_2 = 2.92.$$

$$s = .22 \qquad \text{(Fig. 2 } b\text{)}$$

If we now wished to test the translation from Lichtenberg for its quality in that respect, we would in the case of (*a*) plot the number of longer words in the original, i.e. 277, against the total, 1,000 ; or in the case of (*b*), the number of the longer words in the translation, *i.e.* 137 against the total. (1) Since these points are well below the lower control line, we are justified in regarding the translation from Lichtenberg as being, on the whole, of standard quality, taking Goethe-Carlyle as our standard.

2. For the Russian-English pair of languages we choose as our standard translation that of Tolstoy's Autobiography. Our sequential sampling plan is than as follows.

(*a*) We take as our criterion of quality a translation, first the ratio

$$\frac{\text{longer words in original}}{\text{total of occurrences}}, = \frac{475}{1{,}000}.$$

Defining bad quality of translation in that respect as .6, and adopting again the conventional .05 risk for either the possibility of rejecting good or accepting bad performance, the four quantities required for the sampling inspection plan are :

$$p_1 = .475$$

$$p_2 = .600$$

$$\alpha = \beta = .05$$

(1) In fig. 2, 27.7 and 13.7 is plotted against 100.

The quantities necessary for calculating the intercepts $h_1$, $h_2$ and slope $s$ are then

$$\left.\begin{aligned} g_1 &= .101 \\ g_2 &= .118 \end{aligned}\right\} .219$$

$$a = b = 1.279$$

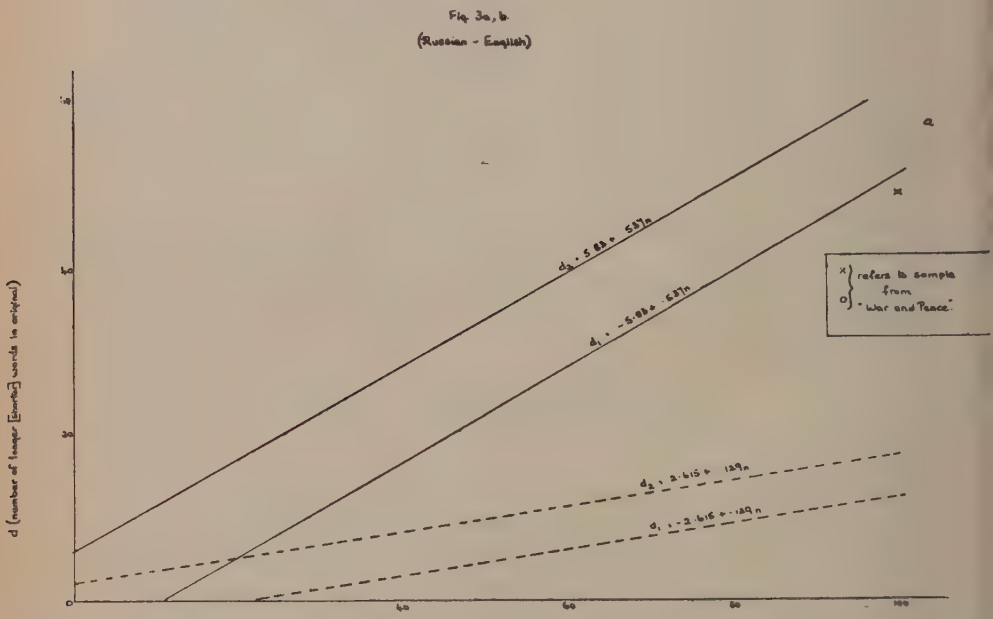
from which we have

$$h_1 = h_2 = 5.83$$

$$s = .537 \qquad \text{(Fig. 3}a\text{)}$$

(*b*) Taking as our criterion of quality the ratio of

$$\frac{\text{longer words in the translation}}{\text{total of occurrences}} = \frac{75}{1{,}000},$$




defining bad quality in that respect as .2 and adopting again the conventional risk of .05 for accepting bad and rejecting good performance, the four quantities required for the sampling inspection plan are

$$p_1 = .075$$

$$p_2 = .200$$

$$\alpha = \beta = .05.$$

The quantities for calculating the intercepts $h_1$, $h_2$ and the slope $s$ result as

$$\left.\begin{aligned} g_1 &= .426 \\ g_2 &= .063 \end{aligned}\right\} .489$$

$$\alpha = \beta = 1.279$$

$$H_1 = h_2 = 2.615$$

$$s = 1.29. \qquad \text{(Fig. 3}b\text{)}$$

If we now wished to test the translation from War and Peace for its quality in that respect, we would plot, in the case of (*a*), the number of longer word equivalents in the original, *i.e.* 491 against the total 1,000, or in that of (*b*) the number of longer words in the translation, *i.e.* 55 against the total. [1] Since these points are well below the lower control line, we conclude that Aylmer Maude's tanslation of War and Peace is of standard quality as regards the characteristic of word length.

## X

### Conclusions.

1. The principles of information theory as applied to language are set forth and the difference in the interpretation of the Entropy $H$ is discussed according to whether the length of the message is in terms of the ultimate linguistic units (phonems) or in terms of derived units (words).

2. Translation from one language into another can be conceived as a bi-variate universe of coding symbols or as a sample from such a universe. These bi-variate universes show for particular pairs of languages the same remarkable constancy as do the uni-variate distributions.

3. There exists a stochastic dependence of word length in terms of the number of syllables between the words of the translation and those of the original. It varies with the degree of relationship between the languages concerned.

---

[1] In fig. 3, 49.1 and 5.5 is plotted against 100.

The dependence is measured by the difference ($R$) between the bi-variate entropy for the characteristic of ' length ' and the sum of the uni-variate entropies for the same characteristic. According to the meaning of the Entropy $H$, such a difference implies that the state of ' flutter ' or uncertainty which always precedes the choice of words of definite length in the translation is less than it would have been if that text had been composed as an original one, instead of as a translation ; and that the uncertainty for both original and translation combined is less than the sum of the uncertainties for each independently.

4. Different pairs of languages are characterised by different values of $R$, denoting different intensities of dependence between the original and the translation as regards length of words.

5. The analysis enables us to determine the average change in word length for the whole and for parts of the original with specified length of words as a result of the process of translation. It is measured by $H_x(y)$.

6. It is shown how to carry out practical tests of "goodness of translation" as regards the quantitative aspect of word length by using the graphical method of sequential analysis.

## BIBLIOGRAPHY


1. C. Gini, *Une application de la méthode représentative aux matériaux du dernier recensement de la population italienne*, « Bull. de l'Inst. de Statistique », Tome XXIII, 2e livraison, 1928, p. 198.
2. C. Gini, L. Galvani, *Di una applicazione del metodo rappresentativo all'ultimo censimento italiano della popolazione.* « Annali di Statistica » Series VI, Vol. IV, Rome, 1929.
3. M.G. Kendall and B. Babington Smith, *Randomness and Random Sampling Numbers,* J. Roy. Stat. Soc., Vol. CI, 1938.
4. G. A. Miller, *Language and Communication.* New York, 1951.
5. M. Boldrini, *Le statistiche letterarie e i fonemi elementari nella poesia.* Contributi del Laboratorio Statistico, Serie Sesta, dell'Università Cattolica del Sacro Cuore, Vol. XXI. Milano, 1948.

6. R.V.L. Hartley, *Transmission of Information*, Bell System Technical Journal, July, 1928, p. 535.

7. C.E. Shannon, *The Mathematical Theory of Communications*, The Bell System Technical Journal, Vol. XXVII, p. 379.

8. G.A. Barnard, *The Theory of Information*, J. Roy. Stat. Soc., Volume XIII, p. 46.

9. W.P. Elderton, *A Few Statistics on the Length of English Words*, J. Roy. Stat. Soc., Vol. CXII, p. 436.

10. F.W. Kaeding, *Haüfigkeitswörterbuch der Deutschen Sprache*. Berlin-Steglitz, 1897.

11. G.U. Yule, *A Statistical Study of Vocabulary*. Cambridge, 1944.

12. G. Dewey, *Relative Frequency of English Speech Sounds*. Harvard, 1923.

13. N.S. French, C.W. Carter, Jr., and W. Koenig, Jr., *The Words and Sounds of Telephone Conversations*. The Bell System Technical Journal, Vol. IX, p. 290, 1930.

14. O. Jespersen, *Growth and Structure of the English Language*. Leipzig. 1930.

15. B. Karlgren, *Sound and Symbol in Chinese*. London, 1923.

16. J.B. De W. Molony, *Private Communication by Letter*.

17. M. Born, *Atomic Physics*. London and Glasgow, 1938.

18. E. Schrödinger, *Statistical Thermo-Dynamics*. Cambridge, 1936.

18*a*. W. Fucks, * *On mathematical analysis of style*, Biometrika, 39 (1952) 122.

W. Fucks, *On Nahordnung und Fernordnung in samples of literary texts*. Biometrika, 41 (1954) 116.

19. A. Walther, *Probleme im Wechselspiel von Mathematik und Technik*, Ztschr. V.D.I. 96 (1954) 137.

A. Walther, *Mathematisches Denken u. mathematische Gerate in ihrer gegenseitigen Beeinflussung*. Mathem. Physik. Semesterberichte, I (1950) 169.

20. W. Meyet-Eppler, *Informationstheorie*, Die Naturwissenschaften, 39 (1952) 341.

21. *Papers on Sequential Sampling prepared by the Statistical Research Group*. Columbia University, N. York, 1945.

---

* I regret that Prof. Fucks' papers did not come to my knowledge until the present paper, parts I and II, was already in the hands of the printer.

## Pubblicazioni ricevute. Publications reçues. Publications received. Erhaltene Veröffentlichungen. Publicaciones recibidas.

### Periodici. Périodiques. Periodicals. Zeitschriften. Periòdicos.

**Andamento dei mercati e numeri indici dei prezzi sulla piazza di Milano.** — Milano, 1953, 1954.
**Annali della Facoltà di Economia e Commercio - Università di Palermo.** — Anno VI, n. 1 e 2, anno VII, n. 1 e 2.
**Annuario Statistico del Cantone Ticino** — 1953 - Bellinzona, Ufficio Cantonale di Statistica, 1954.
**Annuario Statistico Italiano.** — Roma, I.STAT. vol. IV, 1952, vol. V, 1953.
**Assicurazioni.** — Roma, I.N.A., 1953, 1954.
**Associazione fra le Società per Azioni.** — Roma, 1953, 1954.
**Atti e Memorie dell'Accademia Patavina di Scienze Lettere ed Arti.** — Padova, vol. LXV, 1952-53.
**Atti Istituto Veneto di Scienze Lettere ed Arti.** — Venezia, Tomi CX, CXI, CXII.
**Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review.** — Roma, 1952, 1953.
**Banca dei Regolamenti Internazionali.** — Ventiquattresima Relazione Annuale, 1 aprile 1953-31 marzo 1954.
**Bancaria.** — Roma, 1953, 1954.
**Bollettino della Banca d'Italia.** — Roma, 1953, 1954.
**Bollettino Mensile di Statistica.** — Roma, I.STAT. 1953, 1954.
**Bollettino della Società It. per l'organizzazione Int.le.** — Roma, 1953-1954.
**Bollettino Statistico** (Comune di Roma). — Roma, 1952-1953-1954.
**Bollettino Statistico.** — Ist. Naz. Ass. Malattie, Roma, 1952, 1953, 1954.
**Bollettino di Studi e Statistiche.** — Roma, 1954.
**Congiuntura economica.** — Milano, 1953-1954.
**Conoscersi** (Rivista dell'Associazione Italiana rapporti culturali con la Polonia). Roma 1953-54.
**Critica liberale.** (Rivista mensile di iniziativa politica). Roma, 1954.
**Cronache Culturali.** — Madrid, 1953, 1954.
**Cronache della produttività.** — Roma, 1953-1954.
**Difesa Fiscale.** — Roma, 1954.

**Documenti di vita italiana.** — Roma, 1954.
**Elettricità e vita moderna.** — Torino, 1954.
**Endeavour.** — London (edizione italiana). 1953, 1954.
**Esso Rivista.** — Roma, 1953, 1954.
**Folia Hereditaria et Pathologica.** — Pavia, 1951, 1952, 1953, 1954.
**Giornale dell'Università (Il).** — Roma 1953, 1954.
**L'Industria.** — Milano, 1953, 1954.
**L'Italiano.** — Roma, 1953-1954.
**Istituto Centrale di Statistica.** — Annuario di Statistiche Demografiche, 1952.
**Istituto Centrale di Statistica.** — Annuario di Statistiche Giudiziarie, 1950 (serie 1, vol. II).
**Istituto Centrale di Statistica.** — IX Censimento Generale della popolazione — 4 novembre 1951, vol. I — Dati sommari per comune (fascicoli 34, 38, 40, 41, 46, 47, 48, 52, 84, 88).
**Istituto Centrale di Statistica.** — Statistica del Commercio con l'Estero — Aprile 1954, anno 20, serie 2, n. 4.
**Listino dei prezzi delle opere edili del Comune di Milano.** — 1953, 1954.
**Listino settimanale dei prezzi all'ingrosso sulla piazza di Milano.** — 1953, 1954.
**Lotta contro la tubercolosi.** — Roma, 1953, 1954.
**Maternità ed Infanzia.** — Roma, 1953, 1954.
**Il Mercurio.** — Roma, 1954.
**Mondo economico.** — Milano, 1952, 1953, 1954.
**Moneta e Credito.** — Roma, 1952, 1953, 1954.
**Monopoli di Stato.** — Roma, 1953, 1954.
**Notiziario Einaudi.** — Torino, 1952; 1953, 1954.
**Notiziario Istat.** — Roma, 1953, 1954.
**Notiziario ortofrutticolo.** — Roma, 1953, 1954.
**Notiziario della Scuola e della Cultura.** — Roma, 1953, 1954.
**Notiziario Statistico (I.N.A.I.L.).** — Roma, 1952, 1953, 1954.
**L'Organizzazione Tecnica della Pubblica Amministrazione.** — 1954.
**Pagine Libere.** — Roma, 1952.
**Il Politico.** — Pavia, 1952, 1953, 1954.
**Previdenza Sociale.** — Roma, 1953, 1954.
**I Problemi del Servizio Sociale.** — Roma, 1952, 1953, 1954.
**Produttività.** — Roma, 1951, 1952, 1953, 1954.
**La Pubblicità.** — Milano, 1953.
**Quaderni di Studi e Notizie.** — Milano, 1952, 1953, 1954.
**Rassegna Econ. Associaz. Soc. per Azioni.** — Roma, 1953, 1954.
**Rassegna It. di Politica e di Cultura.** — Roma, 1953, 1954.
**Rassegna di statistiche del Lavoro.** — Roma, 1953, 1954.
**Realtà Nuova.** — Milano, 1953, 1954.
**Rendiconti dell'Istituto Lombardo di Scienze e Lettere.** — Milano, 1951, 1952, 1953
**Rendiconti del Seminario Matematico di Milano.** — 1951, 1952.
**Rivista Bancaria.** — Milano, 1953, 1954.
**Rivista Int. di Scienze Sociali.** — Milano, 1953.
**Rivista di Politica Economica.** — Roma, 1953, 1954.
**Scuola e vita.** — Roma, 1953, 1954.

**Sintesi Economica.** — Roma, 1953, 1954.
**Situazione economica della Provincia di Milano.** — 1953, 1954.
**Lo Spettacolo.** — Roma, 1953, 1954.
**Lo Spettacolo in Italia.** — Roma, 1951, 1952.
**Sport Universitario.** — Roma, 1951, 1952. 1953.
**Statistica.** — Bologna, 1953, 1954.
**Statistica del Commercio con l'Estero.** — Istat, Roma, 1953, 1954.
**Statistiche del Lavoro.** — Roma, 1952, 1953, 1954.
**Studi Economici.** — Napoli, 1952, 1953, 1954.
**Studi e Statistiche.** Milano, 1953, 1954.
**Supplemento al Bollettino Statistiche del Lavoro.** — Roma, 1952-1953-1954.
**Tecnica ed Organizzazione.** — Torino, 1953-1954.
**Unione Nazionale Universitaria Rappresentativa Italiana.** — Roma, 1954.

**Accidents de circulation.** — Oslo, 1950.
**Administration fédérale des contributions - Impôt fédéral pour la defense nationale.** — VI$^{e}$ periode. Statistiques de la Suisse, 256$^{e}$ fascicule. Bern, 1954.
**Annuaire statistique de la Norvége.** — Oslo, 1952, 1953, 1954.
**Assurance maladie nationale.** — Oslo, 1950.
**Bois abattu pendant les années** 1949-50, 1950-51, 1951-52, — Oslo.
**Bulletin européen.** — Roma, 1952, 1953, 1954.
**Bulletin International des Sciences Sociales (Unesco).** — Paris, 1952, 1953.
**Bulletin trimestriel des Statistiques du Logement et de la Construction pour l'Europe** Ginevre. — 1953-1954.
**Bulletin Mensuel du Commerce Exterior.** Oslo, 1953-1954.
**Documentation de la Commission Internationale Catholique pour les migration.** — Ginevre, 1954.
**Documentation Economique.** — Paris, 1953, 1954.
**Economie appliquée.** — Paris, 1949, 1950, 1951, 1953.
**Elections en 1949 pour le « storting ».** — Oslo, 1953.
**Finances et Impots de la Confederation des Cantons et des Communes 1952-1953.** — Bern, 1954.
**L'industrie latière de la Norvége.** — Oslo, 1950.
**Integration.** — München, 1954.
**Mines et Usines.** — Oslo, 1950.
**Mouvement de la population pendant l'année** 1950 — Oslo.
**Population.** — Paris, 1953, 1954.
**Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris.** — Paris, 1952-1953.
**Rapport Epidemiologique et demographique.** — Genève, 1953, 1954.
**Rapport sur l'état sanitaire et medical pour l'année.** — Oslo, 1950.
**Recensement fédéral de la population.** — 1 Décembre 1950, 20$^{me}$ volume.
**Canton du Valais.** — Berne, 1954 ; 21$^{me}$ volume.
**Canton de Vaud.** — Berne, 1954.
**Revue pour l'etudes des Calamités.** — Genève, 1953.
**Revue de l'Institut Inter. de Statistique.** — La Haye, 1952, 1953.

**Revue Internationale de Sociologie.** — Roma, 1954.
**Service vetérinaire.** — Oslo, 1950, 1951.
**Société d'assurances. Rapport du Conseil d'assurances.** — Oslo, 1951, 1952.
**Statistique de l'instruction publique pour l'année.** — 1948-49, 1949-50, 1950-51, Oslo.
**Statistique des banques privées par actions et des caisses d'érpagne pour l'année 1952.** — Oslo
**Statistique des chemins de fer norvégiens pour l'exsercice 1950-51.** — Oslo 1954.
**Statistique du commerce de la Norvège pendant l'année 1950** — Oslo.
**Statistique des hospices d'aliénés pour l'année 1950,** — Oslo.
**Statistique sur les salaires.** — Oslo, 1952.
**Statistique des télégraphes et des téléphones de l'Etat de Norvège.** — Oslo, 1950-51, 1951-52, 1952-53.
**Statistique postale sur l'année 1951, 1952, 1953.** — Oslo.
**Subventions fédérales et parts légales 1952.** — Bureau fédéral de Statistique - Statistiques de la Suisse. 259$^{me}$ fascicule, Bern, 1954.
**Superficies agricoles et élevage du betail. Recoltes, ecc.** — Oslo, 1951.

**Acta genetica et statistica medica.** — Basilea, 1953.
**Agricultural Statistics 1953.** — Oslo, 1954.
**American (The) Economic Review.** — Cambridge, 1953.
**American (the) Statistician.** — Washington, 1953, 1954.
**Annals (The) of Mathematical Statistics.** — Ann Arbor, 1953, 1954.
**Asia and the Americas.** — New York, 0000.
**Bank of Finland.** — Helsingfors, 1953, 1954.
**Bulletin of the Oxford University.** — 1954.
**Bulletin Bank of Norway.** — Oslo, 1953, 1954.
**Cooperative Living.** — Ponghkeepsie, 1951-1952-1953-1954 (vol. III-IV-V).
**Criminal Statistics 1951 and 1952.** — Oslo, 1954.
**Demographic Yearbook** 1952, 1953 (United Nations). — New York.
**Documentation for the International Catholic Migration Congress.** — Ginevre, 1954.
**Eastern Economist (The).** — New Delhi, .1953.
**Econometrica.** — Chicago, 1953.
**Economic Bulletin for Europe.** — Genève, 1952, 1953, 1954.
**Economic Journal (The).** — London, 1953, 1954.
**Educational Research Bulletin.** — Ohio, 1953, 1954.
**Freeman (The).** — New York, 1953, 1954.
**Foreign Trade of Norway 1952 Part 1.** — Oslo, 1954.
**Hospitals for Mental Disease 1952.** — Oslo, 1954.
**Index.** — Stoccolma, 1953, 1954.
**Industrial Bulletin.** — Albany, 1953-1954.
**Industrial Production Statistics. - Annual Survey 1952.** — Oslo, 1954.
**Information and Comment.** — Montreal, 1951-1953.
**International whaling statistics.** — 1952, 1954.
**Journal of the American Statistical Association.** — New York, 1952, 1953, 1954.
**Journal of the Royal Statistical Society.** — London, 1952, 1953, 1954.

**Life tables according to the mortality experiences 1946-50.** — Oslo, 1954.
**Memoir of the Faculthy of Agriculture - Sapporo.** — 1951, 1952.
**Monthly Bulletin of external trade - mai 1954.** — Oslo, 1954.
**Monthly Bulletin of Statistics.** — New York, 1953, 1954.
**Monthly Vital Statistics Report.** — Washington, 1952, 1953, 1954.
**Morbidity and Mortality.** — Washington, 1953-1954.
**Municipal debt and cash balance,** etc. 1953. — Oslo 1954.
**News from the Twentieth Century Fund.** — New York, 1952, 1953, 1954.
**Newsletter.** — Cambridge (Massachussets), 1952, 1953, 1954.
**Norway's dairy industry 1952.** — Oslo 1954.
**Operational Research Quarterly.** — London, 1952.
**Population Bulletin.** — New York, 1951, 1952, 1953.
**Population in rural districts and town** January 1, 1953. — Oslo, 1954.
**Psychometrika.** — Chicago, 1953, 1954.
**Quarterly Bulletin of Steel Statistics for Europe.** — Ginevre, 1954.
**Report on the prison administration 1931-50** — Oslo 1954.
**Review of Economics and Statistics.** — Cambridge, 1953, 1954.
**Sankyà.** — Calcutta, 1952-53, 1953-1954.
**Statistical Bulletin.** — New York, 1953, 1954.
**Statistical Notes.** — New York, 1952-1953-1954.
**Statistical Yearbook 1954.** — Oslo, 1954.
**Statistics on treason and collaboration 1940-45.** — Oslo, 1954.
**Statlab Review.** — Iowa, 1953.
**Survey of Corrent Business.** — Washington, 1953, 1954.
**Tax statistics 1951-52.** — Oslo, 1954.
**Think.** — New York, 1953, 1954.
**Transaction Manchester Statistical Society.** — Manchester, 1952.
**United Nations, Bulletin.** — New York, 1953, 1954.
**United Nations Review.** — New York, 1954.
**Vital Statistics - Special Reports.** — Washington, 1953, 1954.

**Auslandische Sozialprobleme.** — Frankfurt/M., 1953, 1954.
**Christ Unterwegs.** — München, 1953, 1954.
**Eidgenössische Volkszählung - 1 Dezember 1950.** Band 2 - Kanton Aargau Helft 255, Bern 1954.
**Id. Id.** — Band 9 - Kanton Granbünden Heft 257, Bern 1954.
**Id. Id.** — Band 15 - Kanton Soloturn Heft 254, Bern 1954.
**Id. Id.** — Band 16 - Kanton Thurgau Heft 260, Bern 1954.
**Freiheit.** — München, 1953.
**Mitteilungsblatt fur Mathematische Statistik.** — Monaco, 1953.
**Raumforschung und Raumordnung.** — Köln - Berlin, 1953.
**Schweizerische Forstatistik - 1952.** — 13 Lieferung - 3 Heft.
**Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik.** — Basel, 1953-1954.
**Statistische Vierteljahresschrift.** — Vienna, 1953-1954.

**Agronomia Lusitana.** — Alcobaça, 1952-1953.
**Anais.** — Lisboa, 1951.

**Arquivos Brasileiro de Nutriçao.** — Rio de Janeiro, 1951.
**Ateneo.** — Madrid, 1953.
**Boletim Estatistico (Inst. Bras. de Geogr. e Estat.).** — Rio de Janeiro, 1952, 1953, 1954.
**Boletim da Superintendencia des servicos do café.** — Sao Paulo, 1953, 1954.
**Boletin Dir. Gen. Invest. Est. y Censos.** — Santa Fè, 1950.
**Boletin Banco Central de Ecuador.** — Quito, 1951, 1952, 1953, 1954.
**Boletin del Banco Central de Reserva del Perù.** — Lima, 1952, 1953, 1954.
**Boletin Bibliografico (Cons. Sup. Inv. Cient.).** — Madrid, 1952, 1953.
**Boletin de Estadistica.** — Madrid, 1953, 1954.
**Boletin de Estadistica.** — Caracas, 1953, 1954.
**Boletin de la Sociedad Mexicana de Geografia y Estadistica.** — Mexico, 1952.
**Centro de Estudos Demograficos, Economicos.** — Lisboa, 1951-1952-1953.
**Ciencias Sociales.** — Washington, 1952, 1953, 1954.
**Cuaderno de Cultura Italiana.** — Madrid, 1950.
**Departamento de Estadisticas Sanitarias.** — Madrid, 1953-1954.
**Estadistica Panamena.** — Estrella de Panama, 1952-1953-1954.
**Genetica Iberica.** — Madrid, 1950-1951.
**Noticiero Espanol.** — Madrid, 1952.
**Resumen Estadistico.** — Madrid, 1953-1954.
**Revista del Banco de la Republica.** — Bodotà, 1953, 1954.
**Revista Brasileira de Estadistica.** — 1951, 1952, 1953, 1954.
**Revista da Facultad de Ciencias.** — Coimbra, 1952-1953.
**Revista de Economia.** — Lisboa, 1949.
**Revista de Economia.** — Mexico, 1949.
**Revista de la Escuela de Comercio.** — Assuncion, 1923-1924.
**Revista Internacional de Sociologia.** — Madrid,1953-1954.
**Revista Mexicana de Sociologia.** — Mexico, 1952-1953-1954.
**Revista Nacional de Cultura.** — Caracas, 1954.
**La Sociologia en Mexico.** — Mexico, 1953.
**Tricolor.** — Caracas, 1953-1954.

**Folketellingen 1, desember 1950.** — Oslo, 1954.
**Indeks.** — Belgrado 1953.
**Pregled.** — Skopie, 1953.
**Revue de la Faculté de Sciences de Istanbul.** — 1952, 1953, 1954.
**Statistisk Tidskrift.** — Stockholm, 1953-1954.
**Statisticka Revija.** — Beograd, 1954.
**Statistiske Meldinger.** — Oslo, 1953-1954.
**Sudet Pressjaust - Sudeten Pressendieust.** — Stoccolma, 1954 (anno V).
**Suomen Tilastollinen mosikieja.** — Statistisk arsbook for Fuiland - Helsinki 1954.
**Tilastokatsauksia.** — Helsinki, 1953, 1954.
**Ia Ulkomaankauppa.** — Helsinki, 1953, 1954.

**Libri, Annuari, Opuscoli Estratti ecc.**

**Books, Yearbooks, Pamphlets Reprints, etc.**

**Livres, Annuaires, Brochures, Extraits, etc.**

**Bücher, Jahrbücher, Broschuren, Separatabdrücke, usw.**

**Libros Anuarios, Folletos, Extractos, ecc.**

AGRICOLTURA - ECONOMIA AGRARIA

BEDDOWS A. R. — *The Ryegrasses in British Agriculture : a Survey*, « University College of Wales Welsh, Plant Breeding Station », Bulletin Series H. N. 17, 1953.

CANALETTI GAUDENTI Alberto. — *U.R.S.S. Agricoltura e Comunismo*, Cappelli Editore, Bologna, 1953.

CARUSI MARIO. — *Consorzi Agrari e Consorzi di Bonifica*, Riv. « Operare » Nov.-Dic., 1952, Union Crist. Imprend. Dirigenti, Roma.

CHESSA FEDERICO. — *Le zone depresse e il credito agrario.*

COOPER J. P. — *Studies on Growth and Development in Lolium.* (II. Pattern of Bud Development of the Shoot Apex and Its Ecological Significance), « Journal of Ecology », vol. 39, n. 2, dic. 1951.

ID. ID. — *Studies on Growth and Development in Lolium*, (III. Influence of Season and latitude on year Emergence), « Journal of Ecology », vol. 40, n. 2, October 1952.

COMALLONGA VIVES LUIS JOSÈ. — *Experimentos con P. Canariensis en las Plantaciones del Tibidabo*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes », vol. XXXI° n. 2, Barcelona, 1952.

DAVIES ELLIS W. — *The Breeding Affinities of some British species of Agrostis*, « British Agricultural Bulletin », vol. V°, n. 23, 1953.

DAVIES R. O. e MILTON E. J. — *Rheoli'r Ddafad a Chyfoethogi'r Mynydd*, « Journal of the Agricultural Society », vol. 32, 1951.

EVANS GWILYM. — *Advances in Herbage Seed Production in the United States of America*, « Journal of the British Grassland Society » vol. 8, n. 1, March, 1953.

ID. ID. — *The Preservation and Maintenance of Basic Stocks of Herbage Plants*, « The Proceedings of the Sixth International Grassland Congress », 1952.

ID. ID. — *Certification of Herbage Seed Crops.* « Agricultural Merchant », vol. XXXIII, n. 2, feb. 1953.

GRIFFITHS D. J. — *Isolation Requirements for Seed Production of Cross-Pollinated Forage Crops*, « The Proceedings of the Sixth International Grassland Congress, 1952.

HUGHER ROY. — *Aberystwyth S. 24 Perennial Ryegrass*, « Journal of the Agricultural Society », vol. XXXIV°, 1953.

JONES IORWERTH B. Sc. — *Lamb Production on Hill Pastures*, « Journal of the Agricultural Society », vol. 32.

JONES IORWETH L. L. — *Recent Advances in Grassland Science. Wester, Tour*, « Journal of the British Grassland Society », vol. 8, n. 1, March 1953.

JENKIN T. J. — *The Welsh Plant Breeding Station*, « British Agricultural Bulletin », vol. IV°, n. 15.

LAMBTON A. K. S. — *Landlord and Peasant in Persia*, « Oxford University Press », London, 1953.

MILTON E. J. — *The Palatability of herbage on Undeveloped grasslands in West-Central Wales*, « Journal of experimental agriculturel », vol. XXI°, n. 82, Apr. 1953.

MORGAN T. B.; DAVIES R. O.; DAVIES ELLIS W. — *The Yields and Composition of Lucerne, Grass and Clover under different Systems of Management*, « Journal of the British Grassland Society », vol. 8, n. 2, june 1953.

PIROVANO ALBERTO. — *Possibilità di influire sulla trasmissione dei caratteri ereditari negli incroci di granoturco*, « Annali della Sperimentazione Agraria » (nuova serie), Roma, 1953.

ID. ID. — *Un dinamico pioniere della genetica frutticola russa*, « Agricoltura e Scienze ».

RHOADES M. M. — *The Effect of the Bronze Locus on Anthocyanin formation in Maize*, « American Naturalist », vol. LXXXVI°, n. 287, Mar.-Apr. 1952.

TROUGHTON ARTHUR. — *Studies on the Roots and Storage Organs of Herbage Plants*, « Journal of the British Grossland Society », vol. 6, n. 4, dec. 1951.

VICINELLI P. — *Riforma agraria e occupazione in Agricoltura*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar. 1952.

## ANTROPOLOGIA - ANTROPOMETRIA

ALBUQUERQUE R. M. — *Estudo antropologico da mandibula nos Portugueses*, vol. V°, fasc. 3°, « Riv. Fac. de Ciencias da Universidade de Coimbra », vol. XXI°.

BEALS RALPH L. and HOIJER H. — *An introduction to Anthropology*, The Macmillan Company, New York, 1953.

BOULE M. et VALLOIS H. V. — *Les Hommes Fossiles. Eléments de Paléontologie Humaine*, Ed. Masson et C.ie Editeurs, Paris, 1952.

CASPER F. — *Tupari*. (Unter Indios im Urwald Brasiliens), Vieweg e Sohn, Braunschweig, 1952.

COLLINS HENRY B. — *The Origin and Antiquity of the Askimo*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 423-467, Washington, 1951.

COOK S. S. and HEIZER R. F. — *The Physical Analysis of Nine Indian Mounds of The Lower Sacramento Valley*, « American Archaeology and Ethnology », vol. 40, n. 7, pp. 281-312. Los Angeles, 1951.

DELATTRE A. — *Du crâne animal au crâne humain*, Masson e Cie., Paris, 1951.

DOLINAR ZL. — *Antropološki Rezultat Okostju Bojevnika S Turnišča Pri Ptuju*, « Acta Archaeologica, II/1 », Ljubljana, 1951.

DOSSING J. — *Determination of Individual Normal Weights of School Children*, « Opera ex domo biologiae hereditariae humanae Universitatis Hafniensis », Vol. 28, Munksgaard-Kobenhavn, 1952.

DUNN, L. C. — *Race et biologie*, UNESCO, Paris, 1951.

Fredericson E. and Scott J. P. — vedi Scott J. P.

Fuste Ara M. — *Estudio Antropológico de la mano en tres grupos profesionales*, Publicado en « Trabajos del Instituto B. de Sahagun de Antropología y Etnología » X Antropologia, Barcellona, 1950.

Gates Ruggles R. — *Récentes découvertes d'ancêtres de l'homme*, « L'Anthropologie » Extrait T. 56, n. 1-2, 1952.

Id. Id. — *Disadvantages of Race Mixture*, « Nature », vol. 170, p. 896, nov. 22, 1952.

Hambly W. D. — *Bibliography of African Antropology* 1937-1949, Supplement to Source Book of African Anthropology, 1937.

Jones Iorwerth. — *Measurement of Palatability*, « The Proceedings of the Sixth International Congress », 1952.

Karve Irawati and Dandekar Mahadeo Vishnu. — *Antropometric Measurements of Maharashtra*, Poona, 1951.

Klineberg O. — *Race et Psychologie*, UNESCO, Paris, 1951.

Lévi-Strauss C. — *Race et histoire*, UNESCO, Paris, 1952.

Mantegazza P. — *Della lunghezza relativa dell'indice e dell'anulare nella mano umana*, « Arch. per l'Antropologia e la Etnologia », vol. 7, 1877, pagg. 19 a 25.

Montandon G. — *Découverte d'un Singe d'apparence Anthropoïde en Amérique du Sud*, « Journal de la Société des Americanistes », Nouvelle Serie, vol. XXI°, 1929.

Parenti R. — *Elementi angolari nella morfologia del cranio cerebrale nel piano sagittale*, « Atti della Soc. Toscana di Sc. Naturali », vol. LIX°, serie B., Pisa, 1952.

Id. Id. — *Caratteristiche angolari del cranio umano nel piano sagittale*, « Arch. per l'Antropologia e la Etnologia », vol. LXXXII°, Firenze, 1952.

Pons J. — *Impresiones dermopapilares en indígenas de la Guinea Española en relación con otras poblaciones*, Ed. Inst. de Estudios Africanos, Madrid, 1951.

Id. Id. — *Impresiones dermopapilares en indígenas de la Guinea Española en relación con otras poblaciones*. II. Impresiones Palmares, Madrid, 1952.

Id. Id. — *Impresiones dermopapilares en estudiantes universitarios barcelonenses*, « Trabajos del Instituto Bernardino de Sahagún de Antropología y Etnología », vol. XIII°, n. 2, Barcelona, 1952.

Prevosti A. — *Ueber das Geschlechtsverhältnis beim Menschen*, « Homo », 2° Band 4 Heft.

Sainz de Hoyos L. — *Investigaciones de Antropología Prehistorica de España*, vol. I°, Madrid, 1950.

Schebesta P. — *Die Negrito Asiens*. (Studia Instituti Anthropos, vol 6°), I. Band, Ed. St. Gabriel Verlag, Wien-Modling, 1952.

Schmitz Ludwig K. — *Vergleinchende Somawurfelanalyse des Korpers und seiner Teile*, « Dusseldorf-Oberkassel », K. Friedr. Ring 39, 1952.

Id. Id. — *Koerperbauanalyse mit Hilfe der Formavariablen Soma-Einheit*, « S.A.S. », n. 22-23, Bologna, nov. 1951.

Serra J. A.; Albuquerque R. M. Netom. — *Contribuçoes para o estudo*, « Antropologia portuguesa », vol. V°, Fasciculo 4°, Coimbra, 1952.

Škerlj B. — *Archeologija, Paleoantropologija, Paleoetnologija*, « Acta Archaeologica », Academia Scientiarum et Artium slovenica, II/2, Ljubljana, 1952.

Id. Id. — *Orientacija Grobov V Nekaterih Srednjeveskih Nekropolah Slovenoje*, « Acta Archaeologica », Academia Scientiarum et Artium Slovenica, III/1, Ljubljana, 1952.

Serra J. A. — *Groupes sanguins et position anthropologique des Portugais*, « Faculdade de Ciencias da Universidade de Coimbra », vol. XXI°, Coimbra.

Tagliacarne G. — *Contributo statistico allo studio della variabilità dei caratteri negli uomini e nelle donne*, « Riv. It. di Economia Demografia e Statistica », vol. VI°, n. 1-2, 1952.

Whiteley M. A. and Pearson K. — *Data for the Problem of Evolution in Man. I.A First Study of the Variability and Correlation of the Hand*, « Proceedings of the Royal Society of London », 1899, vol. LXV°.

## BIOLOGIA - BIOMETRIA

ANAIS. — *Estudos de Zoologia*, vol. VI°, Tomo IV°, fasc. I°.
*Estudos de Zoologia*, vol. VI°, Tomo IV°, fasc. II.
*Estudos de Botânica*, vol. VI°, Tomo III°, Lisboa.

Bleicher M. — *Schmitz L.K. — Die konstitutions-biometrische Korperbauanalyse (Typusberechnung)*, « Das Deutsche Gesundheitswesen, Zeitschrift fur Medizin », Heft 30 v. 26 lug. 1951.

Bliss C. I. — *The Statistics of Bioassay*, pag. 628, vol. 1, Academic Press INC., New York, 1952.

Burdick Allan B. — *Evidence Concerning the Structure fo an ear of Corn*, « The American Naturalist », vol. LXXXV°, n. 825.

Cold Spring Harbor Biological Laboratory. — *Origin and evolution of man*, vol. XV, The biological laboratory Cold Spring Harbor, L. I., New York, 1950.

Crew F. A. E. — *Sex-Determination*. Methuen's monographs on biological subjects, London, Methuen e Co., 1954.

Crowe F. W. and Schull W. — *Phenylketonuria* : Studies in Pigment formation, « Folia Hereditaria et Patologica », vol. I°, fasc. IV°, 1952.

Dahlberg G. — *An Explanation of Twins*, « Scientific American », vol. 184, n. 1, 1951.

Id. Id. — *Die Tendenz Zu Zwillingsgeburten*, « Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae », vol. I°, 1952.

Id. Id. — *Thymus und Fettleibigkeit bei Mäusen*, « Moderne Biologie », Berlin, 1950.

Dale Alan. — *An introduction to Social Biology*. Heinemann W., Medical Books Ltd., London, 1953.

Dice Lee R. — *Variations in Body Dimensions and Pelage Color of Certain Laboratory Bred Stocks of the Peromyscus Truei Group*, « Contributions from the Laboratory of Vertebrate Biology », n. 57, june, 1952.

Id. Id. — *Quantitative and Experimental Methods in Systematic Zoology*. « Systematic Zoology », vol. I, n. 3, sept. 1952.

Dice Lee R. and Barto E. — *Ability of Mice of the Genus « Peromyscus » to Hear Ultrasonic Sounds*, « Science », vol. 116, n. 3005, Aug. 1952, pp. 110-111.

Evans Francis C. and Smith F. E. — *The Intrinsic Rate of Natural Increase for the Human Luose, Pediculus Humanus L.*, « The American Naturalist », vol. LXXXVI°, n. 830, sept.-oct. 1952.

Filipponi A. — *Accrescimento relativo in due fenotipi di Protomagalhaensia Marottai* Filipponi, 1952, « Rendiconti Istituto Superiore di Sanità », vol. XV°, Roma, 1952.

Id. Id. — *Costanti di accrescimento in una popolazione di trofozoiti di Portomagalhaensia Marottai appartenenti a vari stadi e di sesso diverso*, « Rendiconti Istituto Superiore di Sanità », vol. XV°, Roma, 1952.

Id. Id. — *Sul grado di stabilità nei caratteri di Protomagalhaensia Marottai* (*Sporozoa, Gregarinidae*), « Riv. di Parassitologia », vol. XIV°, n. 3, lug. 1953.

Garcia F. — *La Amenaza de los Comejenes*, « Memories Real Academia de Ciencias y Artes », n. 626, vol. XXX°, n. 21, Barcelona, 1952.

Gates Ruggles R. — *Totem Poles and Blood Groups*, « Nature », vol. 170, p. 377, aug. 30, 1952.

Id. Id. — *Studies of Interracial Crossing*, « Human Biology, », febr. 1952, vol. 24, n. 1.

Giese H. (Herausgeber). — *Die Sexualität des Menschen. Handbuch der medizinischen Sexualforschung*, 1, 2 und 3 Lieferungen, Stuttgart, F. Enke, 1953-1954.

Gurney Ashley B. — *Praying Mantids of the United States : Native and Introduced*, « Smithsonian report for 1950 », pages. 339-362. Washington, 1951.

Huxley Julian F. R. S. — *Natural History in Iceland*, « Smithsonian report for 1950 », pages 327-338, Washington, 1951.

Ichikawa Mamori and Kaji Sanae. — *Function of the* « Corpus Allatun » *in the Silkworm*, « Annotationes Zoologicae Japonenses », vol. 24, n. 1, dec. 1950.

James A. P. — *The Development of Tyrosine-Independent strains of Lactobacillus Arabinous*, « Journal of Bacteriology », vol. 60, n. 6, dec. 1950.

Jones E. T. and Griffiths J. — *Varietal Resistance and Susceptibility of Oast to Powdery Mildew* (*Erysiphe Graminis*), « Transaction of the British Mycological Society », vol. 35, part 1, 1952.

Kemp Tage — *Arvehygiejne* (Opera Ex domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis, vol. 25), Kobenhavn, 1951.

Komai Taku — *On the Origin of the Tortoiseshell Male Cat* - a Correction, « Japan Academy », vol. 28, n. 3, 1952.

Leiber B. — *Schmitz L.K. : Die Konstitutionsbiometrische Korperbauanalyse* (*Typusberechnung*), Buchbesprechung : « Zeitschrift fur Altersforschung », Bd. VI° Heft 1 Seite 71/72, 1952.

Levison Herman. — *Dystrophia Musculorum Progressiva*, (Opera ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hofniensis, vol. 26, Copenhagen. 1951.

L'Helias Colette. — *L'organe leucopoïetique des tenthredes*, « Bulletin de la Société Zoologique de France », Tome LXXVIII, n. 1, page 76, 1953.

Id. Id. — *Etude de la glande Prothoracique chez la larve d'« Apis mellifica »* (*Hyménoptère*), « Bulletin de la Société Zoologique de France », Tome LXXVII°, n. 2/3, page 191, 1952.

Liu T. T. — *The Measurement of Fertility and Its Use As An Index of Reproductive Isolation Among Certain Laboratory Stocks of Peromyscus*, « Contributions from the Laboratory of Vertebrate Biology », n. 59, feb., 1953.

Llano George A. — *Economic uses of Lichens*, « Smithsonian Report for 1950 », pp. 385-422, Washington, 1951.

Mohr Jan. — *A study of linkage in Man*, (Opera ex domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis), Ejnar Munksgaard, Kobenhavn, 1953.

Sabghvi L. D. — *Comparison of Genetical and Morphological Methods for A Study of Biological Differences*, « American Journal of Physical Antropology », vol. 11, N.S., n. 3, sept., 1953.

Schmitz Ludwig Karl. — *Die normative Streckung im Schulalter*, Somatometrische Konstitutionsstudie, Düsseldorf, 1951.

Schreider E. — *Quelques problèmes préalalbes à toute recherche de Biométrie physiologique. Variations intraindividuelles. Instabilité des milieux intérieurs. Corrélations faibles et nulles*, (Extrait de Biotypologie, XIII, 1952), Hermanne C., Paris, 1953.

Scott J. P. and Fredericson E. — *The Causes of Fighting in Mice and rats*, « Physiological Zoology », vol. XXIV°, n. 4, oct. 1951, [Reprinted for Private Circulation].

Seip. — *Schmitz L.K. : Die konstitutions biometrische Korperbauanalyse (Typusberechnung)*, Buchbesprechung : « Rheinisches Arzteblatt », 1951.

Škerlj B. — *Današnji problemi Evolucije cloveka*, « Acta Archaeologica, II/1 », Ljubljana, 1951.

Snell George D. — *Hybrids and history. The role of race and ethnic crossing in individual and national achievement*, « Quartely Review of Biology », vol. 26, n. 4, dec., 1951.

Teissier George. — *Analyse factorielle de la variabilité du « dixippus morosus » aux différents stades de son développement*, Résumé d'une communication presentée au Congrès International de Zoologie, 1953.

Tizzano A. — *L'Analisi Statistica in Biologia ed in Medicina*, Conferenza tenuta alla Riunione di Statistica medica, dell'Istituto d'Igiene e Batteriologia dell'Università di Siena, 9 giu. 1951.

Wragg L. E. and Speirs R. S. — *Strain and Sex differences in Responces of Inbred Mice to Adrenal Cortical Hormones*, « Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine », vol. 80, pag. 680-684, 1952.

## CALCOLO DELLE PROBABILITÀ

Anderson Oskar. — *Die Grundprobleme der Stichprobenmethode*, Teil, I°, II°, III°.

Baudez Gaston. — *Le Hasard et les Causes Rythmées*, Paris, 1952.

Del Chiaro A. — *Sulla determinazione delle probabilità di eliminazione*, « Giornale dell'Istit. degli Attuari », lug.-ott., 1952.

Faleschini L. — *Sullo schema generale del problema delle prove ripetute con probabilità indipendenti*, « Riv. Italiana di Demografia e Statistica, » vol. III°, n. 1-2, giu., 1949.

Frechet M. — *Generalités sur les Probabilités. Elements aléatoires*, Tome I° fasc. III°, Livre Premier, Ed. Villars G., Paris, 1950.

Gildemeister M. und Der Waerden L. — *Die Zulassigkeit des $\chi^2$ Kriteriums für Kleine Versuchszahlen*, 5 July, 1943.

Kellerer H. — *Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens*, « Einzelschriften », n. 5, München, 1953.

Laurent André G. — *La probabilité a priori*, (Communication à la Royal Statistical Society), Conference de Cambridge 21-23 sept., 1951.

Lorenz P. — *Ueber Wahrscheinlichkeitsnetze und Wahrscheinlichkeitstafeln*,

Richter H. — *Zur Grundlegung der Wahrscheinlichkeitsrechnung*, (Teil IV. Wahrscheinlichkeitsrechnung), « Math. Annales », Bd. 126, S. 362-374, 1953.

Waerden B. L. Van. — *Der Begriff Wahrscheinlichkeit*, « Studium Generale », 4 Jahrg, Heft, 2, 1951.

## DEMOGRAFIA


AMULREE, (Lord) M. D., F.R.C.P. — *Adding Life to Years* (Publication The National Council of Service (Incorporated), Bannisdale Press, 46-7, Chancery Lane, London, W.C. 2, 1951.

ASSOCIAZIONE SVILUPPO INDUSTRIA MEZZOGIORNO - SVIMEZ. — *Popolazione e forze di lavoro. Prospettive demografiche fino al 2000 per: Italia Meridionale, Sicilia, Sardegna, Mezzogiorno, Italia*, Roma, 1952

BALDUZZI L. — *Politica demografica*, « Diritto Sanitario Moderno », 15 ag.-15 sett., 1953.

BALTZELL D. — *Social Mobility and Fertility Within an Elite Group*, « Milbank Memorial Fund Quartely », vol. XXXI°, n. 4, oct., 1953.

BANDETTINI P. F. — *Sul dinamismo della attrazione matrimoniale in rapporto alla frequenza delle nozze*, « Studi e Monografie della Soc. It. di Ec. Demografia e Statistica ».

ID. ID. — *Alcuni recenti aspetti della natalità fiorentina*, Studio demografico, Firenze, 1939.

ID. ID. — *Sulla fecondità legittima della donna in Firenze*, « Atti della III° Riun. della Soc. It. di Demografia e Statistica », Firenze.

BERENT JERZY. — *Relationship between family sizes of two successive generations*, « The Milbank Memorial fund Quarterly », vol. XXXI°, n. 1, jan., 1953.

BLANCHARD M. — *L'action internationale dans le domaine des migrations*, « Journées d'Etudes européennes sur la population », Paris, 21-22-23 mai, 1953.

BOGUE DONALD J. — *Metropolitan Decentralization. A Study of Differential Growth*, « Studies Population Distribution », n. 2, aug., 1950.

CALABRESE MIANI D. — *Sui premi di nuzialità e natalità erogati dall'industria nel periodo* 1932-1939, « Atti della II° Riunione Scientifica, della Soc. It. di Statistica Roma 26-28 giu. 1940, », S.A.T.E., Ferrara.

ID. ID. ID. — *Sulle caratteristiche demografiche in ordine di intensità di popolazione*, « Supp. Statistico ai Nuovi Problemi », fasc. 1, Anno VI°, 1940, Ferrara, 1941.

CALHOUN JOHN B. — *The social aspects of population dynamics*, « Journal of Mammalogy », vol. 33, n. 2, pp. 139-159, may, 1952.

CAPPIERI M. — *Lineamenti di demografia di alcuni gruppi razziali isolati*. 1ª Edizione: 1952, Roma, 1952.

CARANTI E. — *L'aumento della mascolinità nelle nascite umane durante la guerra*, « Convegno di genetica », suppl. a « La ricerca Scientifica », Anno 23°, 1953, Spoleto, 1953.

ID. ID. — *Su alcuni metodi di misura della mortalità infantile*, « Atti della XII[a] Riunione scientifica della Società Ital. di Statistica », Spoleto, 1953.

ID. ID. — *Il controllo delle nascite*, « Gioventù », 24 magg., 1953.

CENTRE EUROPEEN D'ETUDES DE POPULATION. — *Etudes Européennes de population, Main-D'oeuvre, Emploi, Migrations, Situation et perspectives*, Institut National d'études, Demographiques, Paris, 1954.

CHAPELAN M. — *Les « Plus de soixante ans » seront 7.720.000 en* 1980, « Figaro », 30 mai, 1953.

CHIASSINO G. — *La popolazione di Maglie dall'inizio del XVI° secolo al* 1948, « Annali dell'Istituto di Statistica dell'Università di Bari, » vol. XXV°, 1952.

COLOMBO B. — *Sulla misura della fertilità matrimoniale e sulla determinazione della sua dinamica*, « Riv. Inter. di Scienze Sociali », gen.-feb., 1953.

DAHLBERG G. — *The primary sex ratio and its ratio at birth*, « Acta Genetica Medica », vol. II°, fasc. 3, 1951.

DE MEO G. — *Sullo sviluppo futuro della popolazione e delle « Forze di lavoro » del mezzogiorno d'Italia*, (Convegno di Studi statistici sulla disoccupazione), Roma, mar., 1952.

FEDERICI N. — *Perspectives sur les modifications susceptibles de se produire dans la repartition des sexes dans la population active aux différents âges* « Journées d'études européennes sur la population », Paris 21, 22, 23 mai, 1953.

FRUMKIN G. (GRZEGORZ). — *Population Changes in Europe Since* 1939, New York, 1951.

GIANTURCO M. — *I problemi dell'emigrazione europea e la legislazione emigratoria degli Stati Uniti d'America*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLIII°, III° serie, fasc. IV°, apr., 1953.

GIANTURCO F. M. — *Le cause demografiche delle tensioni internazionali conducenti alla guerra*, (Studi sociali UNESCO).

HATT PAUL K. — *Backgrounds of human fertility in Puerto Rico*, New Jersey, 1952.

HERDAN G. — *Control charts for the Standard mortality ratio*, « Journal of Social Medicine », vol. 3, n. 2, apr., 1949 London.

HERSCH M. — *Le problème des migrations internationales devant les organisations internationales ouvrières*, « Journées d'études europeénnes sur la population », Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

HORSTMANN K. and MOLLE F. — *Vielfat und Einheit des Berufslebens in Europa*, « Studium Generale », 6 jahrg, Heft 2, 1953.

HORSTMANN K. — *Versuch einer deutschen Bevölkerungsbilanz des zweiten Weltkrieges*, « Wirtschaft und Statistik », 1 Jg. NF., Heft 8, Seite 226, nov., 1949.

ID. ID. — *Die Gliederung der Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland nach der sozialen Stellung auf Grund der Berufszahlung*, « Soziale Welt » Jg. 4, Heft 2, jan., 1953.

ID. ID. — *Die Alten Leute*, « Wirtschaft und Statistik », Jg. 5, NF., Heft 4, S. 154/157, u. 157/158, apr., 1953.

ID. ID. — *Der Umfang der Erwerbstatigkeit der Bevölkerung*, « Wirtschaft un Statistik » Jg. 4, NF., Heft 9, S. 351/357, u. 411, sept. 1952.

JAHN G. — *Befolkningsspørsmal og familienes størrlse*, « Statistiske Meldinger, nr. 7, 1952.

KANTNER J. F. and WHELPTON P. K. — *Social And Psychological Factors Affecting Fertility*, « The Milbank Memorial fund Quartely », vol. XXX° n. 2, apr., 1952.

KANTNER J. F. and KISER C. V. — *Social and Psychological Factors Affecting Fertility*, « The Milbank Memorial fund Quartely », vol. 32, n. 1, pp. 69-103, jan., 1954.

KINGSLEY D. — *The population of India and Pakistan*, University Press Princeton, New Jersey, 1951.

KISER CLYDE V. — *Exploration of Possibilities for New Studies of Factors Affecting Size of Family*, « The Milbank Memorial Fund Quarterly », vol. XXXI°, n. 4, p. 436-480, oct., 1953.

KOOP J. C. — *A Demographic Study of the Eurasian population in Rangoon in* 1949, Anglo-Burman Union, 1952.

KORNRUMPF MARTIN. — *Les réfugiés en Allemagne d'après la Statistique démographique*, « Journées d'Études européennes sur la population » Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

KUCZYNSKI R. R. — *Ratio of Births to Marriage*, « Chapter II° - Meassurement of Fertility by Exclusive Use of Vital Statistics - del vol. « The Measurement of Population Growth - Methods and Results ».

LASORSA G. — *Demografia*, Bari, 1952.

LIVI LIVIO. — *Effets d'une émigration libre et massive sur la structure et l'organisation sociale de la population*, « Journées d'etude sur la population »), Paris, 21, 22, 23 Mai, 1953.

MACKENROTH G. — *Etat actuel des recherches démographiques en Allemagne*, « Population », n. 2, avr.-juin, 1952.

ID. ID. — *Bevölkerungslehre. Theorie, Soziologie und Statistik der Bevölkerung*, Ed. Springer-Verlag, Berlin, 1953.

ID. ID. — *L'importance de la limite d'âge dans le rapport population active population non active*. (Comunicazione presentata alla « Journées d'etude sur la population »), Paris, 21, 22, 23 Mai, 1953.

MAYER KURT B. — *The population of Switzerland*, New York, 1952.

MEERDINK M. — *Perspectives pour la population active se rattachant au vieillissement prévu de la population Néerlandaise*, « Journées d'etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23 Mai, 1953.

MEYNIER A. — *Les déplacements de la population vers la Bretagne en* 1940-1941, Rennes, 1950.

MIANI - CALABRESE D. — *Una interpretazione psico-demografica del Pentateuco*, (Sotto gli auspici della Soc. It. di Economia Demografia e Statistica), Ed. Vallerini, Pisa-Roma, 1951.

MOLLE F. and HORSTMANN K. — *Vedi* HORSTMANN K.

NEWTON MARY P. and JEFFERY J. — *Internal Migration*, « Studies Medical and Population Subjects n. 5 », London, 1951.

NILSON S. S. — *La Norvège, pays d'immigration*. « Journées d'etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23 Mai, 1953.

OKASAKI AYANORI. — *A fertility survey in Japan of* 1952, The Inst. of Population Problems, Tokyo, 1953.

PIERACCINI G. — *La natalità mondiale umana e la natura equilibratrice*, Ed. Ist. Med. Sociale, Roma, 1952.

PIERRE G. — *Interêt d'une étude de la structure de la population active dans les campagnes françaises* « Journées d'etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

POPULATION PROBLEMS RESEARCH COUNCIL, TOKYO. — *Influences of Emigrants on their home village*, « Population problems » series n. 8.

ID. ID. *Public Opinion Survey in Birth Control in Japan*, series n. 7.

PORTE. — *Generalités sur la population active française*.

RAWLINGS G. P., — *The Calculus Arithmetic of the Age*, Percival Marshall e C., London, 1951.

SAUVY A. — *Dépeuplement rural et peuplement rationnel*, Cahier n. 8.

SAVORGNAN F. — *I matrimoni senza prole e la sterilità*, « Riv. di Antropologia », vol. XXXVIII°, Roma, 1950-51.

SCHACTER N. and KISER V. — *Social and psychological factors affecting fertility*, « Milbank Memorial Fund Quarterly », vol. XXXI°, n. 2, apr., 1953.

SCHANZER C. — *Significato filosofico e scientifico del Malthusianesimo* « Idea », febb., 1953.

Id. Id. — *Significato filosofico e scientifico del Malthusianesimo*, « Idea », mar., 1953.

Skerlj B. — *Prispevek K Srednjeveski Demografiji* „« Acta Archaeologica », Academia Scientiarum et Artium Slovenica, III/2, Ljubljana, 1952.

Somogyi S. — *Previsioni demografiche sulle forze di lavoro per il* 1960, Convegno di studi statistici sulla disoccupazione, Roma, mar., 1952.

Id. Id. — *Sull'evoluzione demografica ed evoluzione economica*, Convegno di studi statistici sulla disoccupazione, Roma, mar., 1952.

Smith T. E. — *Population Growth in Malaya*, Royal Inst. Of Intern. Affaires, London, New York.

Stevenin H. — *Facteurs biologiques médicaux et sociaux de la mortalité et de la longévité*, Paris, 1951.

Stutvoet H. J. — *Month of Birth and Abilities*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II, fasc. 4, 1951. Ed. G. Dahlberg Uppsala.

Sutherland I. — *Stillbirths*, New York, 1949.

Teisser G. — *Dynamique des populations et taxonomie*, « Annales de la Société Royale Zoologique de Belgique », fasc. 1, Tome LXXXIII°, 1952.

Thompson Warren S. — *Migration Within Ohio*, 1935-40, Miami, 1951.

Van Den Brink. — *Les Pays-Bas et la migration intra -européenne*. « Journées d'Etudes Européennes sur la population ». Paris, 21, 22, 23 mai 1953.

Vellard J. — *Les Indiens Guayaki*. « Journal de le Société des Americanistes », Nouvelle Serie, vol. XXVI°, 1934.

Veyret P. — *La population du Canada*, Presses Universitaires de France, Paris, 1953.

Wander H. — *Données sur la structure de la population totale et celle de la population active dans la république federale Allemande*, « Journées d'Etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

Westoff C. F. and Kiser C. — *Social and Psychological Factors Affecting Fertility*, « Milbank Memorial Fund Quartely », vol. XXXI°, n. 4, pag. 421-435, oct., 1953.

Id. Id. Id. — *Social and psychological factors affecting fertility*, « The Milbank Memorial Fund Quartely », vol. XXX°, n. 3, pag. 239-297, juli, 1952.

Whelpton P. K. and Kiser C. V. — *Social and psycological factors affecting fertility*, vol. 2°, New York, 1950.

Id. Id. Id. Id. — *Social and psychological factors affecting fertility*, vol. 3°, New York, 1952.

Winkler W. — *Typenlehre der Demographie*, « Osterreichische Akademie der Wissenschaften » Sitzungsberichte, 227 Band, 5 Abhandlung, Rudolf M. Rohrer, Wien, 1952.

Yntema L. — *Mathematical models of Demographic Analysis*, J. J. Groen e Zoon N. V., Leiden, 1952.

## ECONOMIA, STORIA ECONOMICA, POLITICA ECONOMICA

Alivia G. — *L'industrializzazione della Sardegna. Sue condizioni e ripercussioni nella economia isolana*, Convegno di Studi per l'industrializzazione della Sardegna, Cagliari-Sassari 10-14 apr., 1953.

Allbaugh L. G. — *Crete A Cass Study of an Underdeveloped Area*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1953.

Amoroso L. — *La Unità Europea*. Relazione Generale 6° Convegno studi di Economia e Politica Industriale, Venezia, 4, 5, 6 giu., 1952.

Anderson O. — *Evaluation of the Business Test. Method for Theoretical and Applied Economics*, « Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung », Record IV/6, mar. 3rd, 1953.

Associazione Industriali Provincia Venezia. — *VI° Convegno di studi di Economia e politica industriale*, « *l'Unità Europea* », « L'Industria Veneziana », Anno VIII°, n. 7-8 lug.-ag., 1952.

Aston T. S. — *The treatment of capitalism by historians*.

Bäggli W. — *Eine historische, demographische und technische Krisentheorie mit besonderer Berucksichtigung der Zirkulationstheorie und Agrarpolitik*, Bern.

Banerjea P. — *A Study of Indian Economics*, sixth Ed., Un. di Calcutta, 1951.

Bellettini A. — « *Atti del 6° Congresso di Economia e Politica Industriale* » « Statistica, lug.-sett., 1952 »

Benham F. — *The National Income of Malaya*, 1947-49, 1950, Singapore.

Bilkur S. — *National Income of Turkey*, First Provisional Estimate, 1938-1951.

Birnie A. — *The History and Ethics of Interest*, 1952.

Bogart L. E. — *Storia Economica dell'Europa* 1760-1939, Ed. U.T.E.T., pp. 826, Torino, 1953.

Boldrini M. — *Problemi Economici del metano in Italia*, Universal Studium.

Boschan P. — *National Income. A cross section view*, New York, 1950.

Caffè F. — *Orientamenti nella letteratura economica contemporanea. Contributi bibliografici*, Roma, Ed. dell'Ateneo, 1953.

Id. Id. — *Nota sulla bibliografia italiana intorno ai problemi economici della disoccupazione*, Convegno di studi statistici sulla disoccupazione, Roma, mar., 1952.

Caizzi B. — *Compendio di « Storia Economica » dal medio Evo ai giorni nostri*, Ed. Giuffrè A., Milano, 1952.

Calabrese Miani D. — *Pensiero economico ed attività intellettuale in cinquant'anni di vita italiana*, « Bancaria », n. 3, Roma, mar., 1951.

Chamberlin E. H. — *La théorie de la Concurrence Monopolistique*, Presses Universitaires de France, Paris, 1953.

Cherubino S. — *I due paraboloidi fondamentali dell'economia classica*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLIII°, Serie III°, fasc. II°, febb., 1953.

Id. Id. — *I prezzi nella teoria dell'equilibrio generale dinamico secondo Leontief-Goodwin*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLII°, Serie III°, fasc. IX°, sett., 1952.

Id. Id. — *Sull'analisi delle interdipendenze strutturali dei settori economici*, « L'industria », fasc. I°, Anno, 1953.

Cole G. D. H. — *Introduction to Economic History* 1750-1950, Ed. Macmillan, London, 1952.

Comitato Nazionale Produttività. — *Che cosa sono e a che servono le ricerche di mercato*, a cura di G. Tagliacarne, Roma, 1953.

*Il commercio internazionale e gli equilibri interni di pieno impiego*, « Studi di Economia e Statistica », vol. I°, 1950-1951.

Commonwealth of Australia. — *National Income and Expenditure* 1951-52. Presented by the Right Honorable Sir Arthur Fadden, K.C.M.G.,

M.P. For the information of Honorable Membres on the occasion of the Budget, 1952-53.

Copeland Morris A. — *A Study of Moneyflows in the United States.*

Copland D. B. — *Inflation and Expansion, Essay on the Australian Economy*, Ed. F.W. Cheshire, Melbourne, 1951.

Coppola D'Anna F. — *Il bilancio dello Stato italiano negli ultimi tredici esercizi*, (dal 1938-39 al 1950-51), « Moneta e credito », n. 17.

Id. Id. — *Disoccupazione, inflazione e rigidità economiche nel pensiero di Erik Lundberg*, « Bancaria », n. 8, Roma, ag., 1951.

Id. Id. Id. — *L'equilibrio economico internazionale nella dottrina economica più recente*, « Bancaria », n. 3 Roma, mar., 1952.

Id. Id. Id. — *Le società per azioni esercenti il credito dal* 1938 *al* 1952, « Bancaria », fasc. di genn.-febb., 1953.

Id. Id. Id. — *Il Bilancio economico*, « il Messaggero », 21 giu., 1947.

Id. Id. Id. — *Inflazione e deflazione. Due nemici sempre in agguato*, « Bancaria », n. 10, ott., 1952.

Id. Id. Id. — *The Italian Budget*, 1938-52, « Banca Naz. del Lav., Quarterly Review », Roma, lug.-sett., 1952.

Cowles Commission. — *Economic Theory and Measurement. A Twenty Year Research Report* 1932-1952, University of Chicago, 1952.

Dargent E. — *Les modèles Macroéconomiques de Séquence, L'exemple de Lundberg*, Ed. A. Coli, Paris, 1953.

Dal Pane L. — *Storia economica e storia sociale*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Padova, mar.-apr., 1952.

Davis J. S. — *The population Upsurge and the American Economy*, 1945-50, « The Journal of Political Economy », vol. LXI°, n. 5, 1 oct., 1953.

Id. Id. — *Our changed population outlook and its significance*, « American Economic Review », vol. XLII°, n. 3, june, 1952.

Deane P. — *Bibliography on Income and Wealth*, vol. II°, 1948-49, International Association for Research in Income and Wealth, Bowes e Boves, Cambridge. *Bibliography on Income and Wealth*, 1950, vol. III°, Bowes e Bowes, Cambridge, 1953.

Dehem R. — *L'efficacité sociale du système économique.*

Demaria G. — *Limiti all'applicazione del teorema e del postulato di Bayes e della regola di Laplace alle comuni forme del ragionamento economico*, « Giornale degli economisti e Annali di economia », lug.-ag., 1952.

De Rosa L. — *Appunti intorno al Convegno su « l'organizzazione internazionale e lo sviluppo delle economie arretrate »*, « Studi Economici », magg.-ag., 1953.

De Sismondi S. — *Nouveaux Principes d'Economie Politique ou de la Richesse dans ses rapports avec la population*, Ed. Jeherer, Genève, 1951.

De Vita A. — *La « Patologia Economica » di Corrado Gini*, « Il Politico », dic. 1952.

D'Ippolito G. — *L'equilibrio evolutivo del soggetto economico ed il dimensionamento delle grandezze economiche*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLIII°, Serie III°, fasc. VI°, giu., 1953.

Id. Id. — *La quinta edizione della « Patologia Economica » di C. Gini.* « Moneta e Credito », 3° e 4° trimestre, 1952.

Dungern v. F. — *Der Hooverbericht Wie kann die zentrale Verwaltung einer Weltmacht rationell aufgebaut und der Haushaltsplan wirtschaf-*

*tlich gestaltet werden* ? « Finanzarchiv », band 13, Heft 2, Verlag Von J.C.B. Mohr, Tübingen, 1952.

Id. Id. — *Rechnungshof und Sparsamkeit in Frankreich*, « Schmollers Jahrbuch, für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft », 72 Jah. Zweites Heft, Duncker e Humblot, Berlin.

Dvoretzky A. ; Kiefer J. ; Wolfowitz A. — *The inventory problem : I. Case of Known distributions of Demand*, « Econometric Society », vol. 20, n. 2, Chicago, apr., 1952.

Fabbrini L. — *La matrice dell'economia italiana e gli sviluppi dell'analisi delle interdipendenze strutturali*, « Riv. Internazionale di Scienze Sociali », Anno LXI°, Serie III°, vol. XXIV°, fasc. VI°, nov.-dic., 1953.

Id. Id. — *Lo schema della struttura economica di W. Leontief*, « Riv. Internazionale di Scienze Sociali », Anno LX°, fasc. II°, mar.-apr., 1952.

Fanno M. — *Le teorie delle fluttuazioni economiche*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Anno XI°, fasc. 9-10.

Id. Id. — *La teoria economica della colonizzazione*, Ed. Einaudi, 1952.

Fantini O. — *Classi, ceti e categorie nella struttura economica moderna*, « Riv. di Politica Economica », nov.-dic., 1953.

Farrell M. J. — *Irreversible demand functions*, « Econometrica », vol. XX°, n. 2, Chicago, apr., 1952.

Figueras Garcia T. y Jimenez De Roda R. — *Economia Social de Marruecos*, tomo I°, Madrid, 1950.

Id. Id. Id. Id. — *Economia Social de Marruecos*, Tomo II°, Madrid, 1952.

Fossati A. — *Achille Loria nella Storia del pensiero economico italiano*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », sett.-ott., 1953.

Fossati E. — *Dell'Econometria*, « Metroeconomica », Riv. Int. di Economia, vol. IV°, fasc. 1°, apr., 1952.

Frankel Herbert S. — *Some Conceptual Aspects of International Economic Development of Underdeveloped Territories*, « International Finance », n. 14, Princeton, New Jersey, may, 1952.

Id. Id. — *'Psychic' and 'accounting' concepts of income and welfare*, « Oxford Economic Papers », New Series, vol. IV°, n. 1, feb., 1952.

Fuerst G. and Bartels H. — *Principles of Systematic Classification of Economic Factors*, « Wirtschaft und Statistik », mar., 1952.

Fyot L. J. — *Dimension de l'homme et science économique*, Paris, 1952.

Flamant M. — *Théorie de l'inflation et politiques anti-inflazionistes*, Paris, Dalloz, 1952.

Gabillard J. — *La fin de l'inflation*, Ed. Société d'Edit. d'enseignement Superieur, Paris, 1952.

Gargallo G. — *La scoperta dell'utile nel settecento*, Roma, 1951.

Garrani G. — *Proposta di legge sull'azionariato operaio e formulazioni di economia mazziniana*, « Riv. It. di Scienze Commerciali », Anno XVIII°, n. 7-8, lug.-ag., 1952.

Gini C. — *Intorno all'uso dei modelli nelle scienze e in particolare nella scienza economica*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLIII°, Serie III°, fasc. I°, genn., 1953.

Grilli C. — *Umberto Ricci e l'economia psichico matematica*, « Studi Economici », n. 6, nov.-dic.

Id. Id. — *L'Industria di utilità pubblica nei suoi caratteri economici*, « Giornale del Genio Civile », fasc. I°, genn., 1952. Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1952.

ID. ID. — *Conto Corrente (a proposito di un recente trattato di Economia)*, « Studi Economici », sett.-dic., 1952.

GRILLO R. — *Finanziamenti, Autofinanziamenti, finanziamenti interni e reinvestimenti nella dinamica di impresa*, « Diritto e Pratica Tributaria », sett.-ott., 1952.

ID. ID. — *La valutazione degli impianti nella dinamica d'impresa e nel diritto tributario*, « La Giustizia Tributaria », apr., 1952.

GUARNERI F. — *Battaglie economiche tra le due grandi guerre*, vol. I°,1918-1935, vol. II°, 1936-1940, Ed. Garzanti.

HARMAJA L. — *The Role of Household Production in National Economy*, « Journal of Home Economics », vol. XXIII°, n. 9, sept., 1931.

HARROD R. F. — *Economic Essays*, London, 1952.

HOSELITZ B. F. — *The Progress of Underdeveloped Areas*, The University of Chicago Press, Chicago, 1952.

HOUTHAKKER H. S. and TOBIN J. — *Estimates of the free Demand for Rationed Foodstuffs*, « Economic Journal », vol. LXII°, n. 245, Reprint series, n. 60, mar., 1952.

ISTITUTO DI CULTURA BANCARIA, MILANO. — *Studi in Memoria di Gino Borgatta*, vol. I° e II°, Arti Grafiche, Bologna, 1953.

JACQUEMYNS G. — *Mode de vie des Ouvriers* 1948-1949, « Inst. Univ. d'Information Sociale et Economique », n. 1-2, 1953.

JASNY N. — *Soviet Prices of Producers' Goods*, Stanford University Press California, 1951.

ID. ID. — *The Soviet price System*, Stanford University Press, Stanford, California, 1951.

JONES CAREY N. S. — *The pattern of a Dependent Economy*, University, Cambridge, 1953.

JOHNSON HARRY G. — *The Overloaded Economic, The Economic Problems of Great Britain*, Ed. University of Toronto, 1952.

KRIZ MIROSLAV A. — *The Price of Gold*, « Essays in International Finance », n. 15, july, 1952.

KUCZYNSKI J. — *Studien Zur Geschichte der Welt-Wirtschaft*, Dietz Verlag, Berlin, 1952.

LABINI SYLOS P. — *Qualche osservazione sul monopolio e sul monopsonio*, « Riv. Internazionale di scienze sociali », Anno LXI°, fasc. IV°, pag. 1-18, lug.-ag., 1953.

LEBRET L. J. et CELESTIN G. — *D' «Economie et Humanisme» a l'Economie Humaine.*

LEONTIEF W. — *Domestic production and foreign trade ; the American capital position re-examined*, « Proceedings of the American Philosophical Society », vol. 97, n. 4, 28 sept., 1953.

LERNER ABBA P. — *Essays in Economic Analysis*, Macmillan e Co Ltd., London, 1953.

LUZZATTO G. — *Storia economica dell'età moderna e contemporanea*, Parte I^a^, « L'età moderna », 1950. Parte II^a^, « L'età contemporanea », 1952, vol. n. 2, Cedam, Padova, 1950-1952.

MALAGODI G. F. — *Lezioni della crisi nell'unione Europea dei Pagamenti*, « Bancaria », Roma, 1952.

MARCHAL A. — *Méthode scientifique et science économique*, Ed. Génin M.-Th., Paris.

MARX K. — *Theories of surplus value*, Ed. Lawrence e Wishart, London, 1951.

MASERA F. — *Bilancia dei pagamenti : attuali schemi e metodi di analisi*, « Moneta e Credito », II° trimestre, 1953.

MEEK R. L. — *Marx and Engels on Malthus*, Lawrence and Wishart, London, 1953.

MENA ORTIZ R. y AGUILAR ALONSO M. — *Estructura Economica y Social de Mexico. Presentación e Introducción General*, Buenos Ayres.

MORGENSTERN O. — *Nuove considerazioni sulla teoria della domanda*, « Studi Economici », magg.-ag., 1952.

NATIONAL BUREAU of ECONOMIC RESEARCH. — *Studies in Income and Wealth*, (vol. Fifteen), Conference on Research in Income and Wealth. Ed., New York, 1952.

PALVIA C. M. — *An Econometric Model for development Planning*, Inst. of Social Studies, Gravenhage, 1953.

PAPI G. U. — *Patologia Economica*, « Giornale degli Economisti », lug.-ag., 1953.

ID. ID. — *Principii di Economia*, vol. III°, CEDAM, Padova, 1953.

ID. ID. — *Pianificazione economica in regime democratico.*

ID. ID. — *Miti e realtà del « Pool » agricolo europeo*, « Moneta e Credito », n. 18, Roma, 1952.

ID. ID. — *Some determining factors of banking liquidity*, « the Ist. Volume Papers and Proceeding of the First International Credit Conference », Rome 18-24, oct., 1951, Ass. Bancaria Italiana, Roma, 1953.

PELLA G. — *La situazione Economica Italiana* 1950, Relazione presentata al parlamento dal Ministro del Tesoro G. Pella il 30 mar. 1951.

ID. ID. — *Esposizione finanziaria e discorsi pronunziati alla Camera dei Deputati ed al Senato sul bilancio di Previsione per l'Esercizio* 1952-53, Roma, 1952.

ID. ID. — *La situazione Economica Italiana* 1951, Relazione presentata dall'On. G. Pella al Parlamento il 31 mar. 1952.

PENROSE TILTON E. — *The Economics of the International Patent System*, Ed. The J. Hopkins press, Baltimore, 1951.

PETER H. — *Zur Formalen Klassifizierung von Wirtschaftskreislaufen Kombinatorische Probleme*, « Economia Internazionale », vol. V°, n. 3, Genova, ag., 1952.

PIGOU A. C. — *Income. An Introduction to Economics*, Ed. Macmillan e Co. Ltd., London, 1946.

PONTI E. — *Il Banco di S. Spirito e la sua funzione economica in Roma papale* 1605-1870, Roma, 1951.

PRAIS S. J. — *Non-Linear Estimates of the Engel Curves*, « Review of Economic Studies », vol. XX°, n. 2, feb., 1953.

RADVANYI L. — *Industrialization Nacional*, Mexico, 1952.

RESTA M. — *Sui risultati di un'arbitraria generalizzazione delle leggi della produttività*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLII°, Serie 3, fasc. 1, genn., 1952.

ID. ID. — *Su alcuni recenti tentativi di estensione delle leggi della produttività all'Economia tutta intera*, « Studi in memoria di Gino Borgatta », Ist. di Cultura Bancaria, Milano.

RICOSSA S. — *L'Industria torinese e la cassa integrazione*, studi - 9.

ROBINSON J. — *The Rate of Interest, and other Essays*, London, 1952.

ROY A. D. — *Safety first and the Holding of Assets*, « Econometrica », vol. XX°, n. 3, Reprint series n. 66, july, 1952.

SANTARELLI A. — *Dati e considerazioni sull'andamento del reddito nazionale e i suoi rapporti con lo sviluppo economico*, « Riv. Italiana di Scienze Commerciali », n. 1-2, 1953.

SARACENO P. — *Lo sviluppo economico dei Paesi sovrapopolati*, Ed. Universal Studium, n. 9, Milano, 1952.

SARC CELAL O. — *Economic Review, International Bank Report on Turkey*, « Middle East Journal », vol. 6, n. 3, Summer, 1952.

SEGURA F. — *Introduction to the Doctrine of economic humanism.*

SIMON di G. M. e APICELLA V. — *Relazioni informative per il convegno di studi su l'Organizzazione Internazionale e lo sviluppo delle Economie Arretrate*, Palazzetto Venezia, Roma 25-27 magg., 1953.

SONNABEND H. — *Alcuni aspetti dello sviluppo economico del Sud-Africa e le relazioni dell'Unione Sud-Africana con l'Italia*, « Riv. di Politica Economica », sett., 1953.

STACKELBERG von H. — *The Theory of the Market Economy*, Ed. W. Hodge and Company Limited, London, Edinburgh, Glasgow.

*Lo sviluppo dell'economia italiana nel quadro della ricostruzione e della cooperazione europea*, a cura della Segreteria Generale del C.I.R., Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1952.

STUDDES H. *Zur Integration der Europeischen Arbeitskraft.*

TAGLIACARNE G. — *Il piano per lo sviluppo economico dell'India*, « Roma Economica », n. 6, giu., 1952. Ed. F.lli Palombi, Roma.

THAON de REVEL P. — *Le basi scientifiche della economia*, « Il Politico », Anno 1952, Pavia, 1952.

TINTNER G. — *Complementarity and shifts in demand*, « Journal paper of the Iowa Agricultural Exper. Station », Ames, No. J. 2038.

ID. ID. — *The definition of Econometrics*, « Econometrica, Journal of the Econometric Society », vol. 21, n. 1, jan., 1953.

ID. ID. — *Econometrics*, Wiley J. e Sons, New York.

TITIUS. — *Economia e finanza in Italia*, (*Rassegne*), « Riv. di Politica Economica », lug.-ag., 1953.

TOMASELLI A. — *Micro e macro — economia nello sviluppo storico e scientifico*, « Riv. Italiana di Scienze Commerciali », n. 3-4, 1953.

TROELSTRUP ARCH W. — *Consumer Problems*, McGraw-Hill, Toronto, New York, 1952.

VAKIL C. N. and BRAHMANAND P. R. — *Technical Knowledge and managerial capacity as limiting factors on industrial expansion in underdeveloped countries*, Colloque sur le Progrès Economique 28 août-2 sept., 1953 à St Margherita Ligure, Rapp., n. 11.

VAN DEN BERGH ; VAN DANTZIG J. E. — *The Arbitrary Moment*, Ed. Kroonder F.G., Bussum (Holland), 1949.

VILLANI F. ; HISATAKE M. — *Omogeneità delle funzioni della domanda e dell'offerta e legge di Say*, « Bancaria », n. 2, Roma febb., 1953.

VINCI F. — *I bilanci della famiglia nella prassi e nella teoria economica*, « Riv. Italiana di Scienze Economiche », Bologna, 1940.

WAGEMANN E. — *Tecnica y Economia*, « Rev. del Instituto Tecnologico del Sur » M.ro de Educacion de la Nacion, 1950.

ID. ID. — *Zahl Als Detektiv*, Ed. Francke, Bern.

WANDER H. — *Strukturwandlungen und Nachkriegsprobleme der Wirtschaft Islands*, Kieler Studien, n. 10, Kiel, 1950.

Waris H. and Procope V. — *The problem of compensating property losses. Experiences gained from the Compensation Policy for Displaced Persons in Finland*, « Economia Internazionale », vol. VI°, n. 3, Genova, 1953.

Waghinsky W. S. and E. S. — *World population and production. Trends and outlook*, The Twentieth Century Fund, New York, 1953.

Wold H. — *Dynamic System of the Recursive type. Economic and Statistical Aspects*, Time Series and Demand Analysis, Seminar vol. 1949-50.

Wold H. — *Ordinal Preferences or Cardinal Utility*, « Econometrica », vol. XX°, n. 4, oct., 1952.

Zimmerman L. J. — *The Propensity to Monopolize*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1952.

## EUGENICA

Allan W. — *Eugenic Significance of Retinitis Pigmentosa*, « Archives of Ophthalmology », vol. 18, pagg. 938-947, Chicago, dec., 1937.

Id. Id. — *Preventing Hereditary Diseases Which Wreck Childhood*, « Journal Ass. of American Medical Colleges », vol. 14, pp. 231-234, july, 1939.

Blacker C. P. — *Eugenics. Galton and After*, London.

Dice Lee R. — *The Value of Heredity Clinics for Public Service and Research*, « Eugenical News », vol. 37, n. 1, pp. 1-5, mar., 1952.

Id. Id. — *Heredity and Population Betterment*, « The Scientific Monthly », vol. LXXV°, n. 5, nov., 1952.

Herndon N. C. — *Eugenics and Preventive Medicine*, « Eugenical News Quartely », sept., 1953.

Nisbet J. D. — *Family Environment. A Direct Effect of Family Size on Intelligence*, Occasional Papers on Eugenics, n. 8, Cassel and Company Ltd., London, 1953.

Rose Swartz M. and Gray Cora E. — *The relation of Diet to Health and growth of Children in Institutions*, Monography n. 2, Teachers College, Columbia University, New York, 1930.

Sutter J. — *L'Eugénique, Problèmes, Méthodes, Résultats*, Cahier n. II, Ined, 1950.

## GENETICA

Alexander J. B. and Herndon Nash C. — *vedi Herndon N. C.*

Allan W. — *Heredity in Hypertension*, « Archives of Internal Medicine », vol. 52, pp. 954-958, dec., 1933.

Id. Id. — *The Inheritance of Migraine*, « Archives Internal Medicine », vol. 42, pp. 590-599, Chicago oct., 1928.

Id. Id. — *Inheritance of the Shaking Palsy*, « Archives of Internal Medicine », vol. 60, pp. 424-436, Chicago sept., 1937.

Allan W. and Halperin S. — *The Inheritance of Certain Varieties of Mental Defect*, « North Carolina Medical Journal », vol. 3, n. 7, july, 1942.

Allan W. and Herndon N. C. — *Retinitis Pigmentosa and Apparently sex-linked idiocy*, « Journal of Heredity », vol. XXXV°, n. 2, febr., 1944.

Bell A. E. — *Physiological factors associated With Genetic Resistance to fowl Typhoid*, « Journal of Infection Diseases », vol. 85, pp. 154-169, sept.-oct., 1949.

Borberg A. — *Clinical and Genetic. Investigations into Tuberous Sclerosis and Recklinghausen's Neurofibromatosis*, Opera Ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universistatis Hafniensis, vol. 23, Copenhagen, 1951.

Burdick Allan B. — *Dominance as Function of Within Organism Environment in Kernel-Row Number in Maize*, « Genetics », vol. 36, n. 6, pp. 652-666, nov., 1951.

Burns M. — *The Genetics of the Dog*, Commonwealth Agricultural Bureau Farnham Royal, 1952.

Camera di Commercio, Industria e Agricoltura di Rieti. — *Atti del Convegno di Genetica Agraria*, Rieti, 30 magg.-2 giu., Roma, 3 giu. 1950, Tip. del Libro, Pavia, 1951.

Chino M.; Komai T.; Hosimo Y. — *vedi*: *Komai T.*; *Chino M.*; *Hosimo Y.*

Cotterman C. W. — *A Note on the Detection of Interchanged Children*, « American Journal of Human Genetics », vol. 3, n. 4, dec., 1951.

Id. Id. — *Dermatoglyphic Comparisons of Two Families With Probably Interchanged Children*, « American Journal of Human Genetics », vol. 3, n. 4, dec., 1951.

Dahlberg G. — *A note on drinking and drunkards in Sweden*, « Acta Genetica Statistica Medica », vol. II°, fasc. I°, 1951.

Id. Id. — *Marriage and Divorce Risks*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II°, fasc. IV°, 1951.

Id. Id. — *A note en the dilemma of human genetics*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. III°, fasc. I°, 1952.

Id. Id. — *Mental deficiency*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II°, fasc. I°, 1951.

Dahlberg G. and Nordlow W. — *Genetics of convergent Strabismus*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II°, fasc. I°, 1951.

Dice L. R. — *A Panel Discussion*: *Genetic Counseling*, « American Journal of Human Genetics », vol. IV°, n. 4, dec., 1952.

Id. Id. — *Heredity Clinics*: *Their Value for Public Service and for Research*, « American Journal of Human Genetics », vol. IV°, n. 1, march, 1952.

Dickerson G. E. and Gowen A. W. — *Hereditary Obesity and Efficient Food Utilization in Mice*, « Science », vol. CV°, n. 2732, may 9, 1947.

Dunn L. C. and Dobzhansky Th. — *Heredity, Race and Society*, A Mentor Book, 1952.

Dunn L. C. — *The Effects of Isolates on the frequency of a Rare Human Gene*, « National Academy of Sciences », vol. XXXIII°, n. 12, pp. 359-363, dec., 1947.

Fisher R. — *Croonian Lecture, Population genetics*, « Proceedings of the Royal Society, B », vol. CXLI°, pp. 510-523, 1953.

Fuller J. L. — *Genetic Variability in Some Physiological Constants of Dogs*, « American Journal of Physiology », vol. CLXVI°, n. 1, july, 1951.

Fuller J. L. and Williams E. — *Gene-Controlled Time Constants in Convulsive Behavior*, « National Academy of Sciences », vol. XXXVII°, n. 6, pp. 349-356, june, 1951.

Gates Ruggles R. — *Genetics, Taxonomy and the Races of Man*, « Journal of the Elisha Mitchell Scientific Society », vol. LXVIII°, n. 2, dec., 1952.

Id. Id. — *Studies of Interracial Crossing. II A new theory of skin color inheritance*, « International Anthropological and Linguistic Review », vol. I°, n. 1, Neiden E.J. Brill, 1953.

Goldstein L. et Teissier G. — *Recherches sur les populations mixtes expérimentales de « Drosophila melanogaster » et « Drosophila simulans »*, Résumé d'une communication presentée au IX° Congrès International de Génétique, août, 1953.

Gowen J. W. — *Significance of Genetics to the Typhoid disease Syndromes in the Mouse and Fowl*, « Scientia », 44° année, may-juin, 1950.

Id. Id. — *Irradiation effects on viability of Drosophila Melanogaster*, « Anatomical Record », vol. CXI°, n. 3, nov., 1951.

Griffing B. — *Analysis of Quantitative Gene action by constant parent regression and related techniques*, « Genetics 35 », n. 303-321, may, 1950.

Halperin S. and Allan W. — *vedi Allan W.M.D.*

Herndon N. C. — *Cleidocranial Dysostosis*, « American Journal of Human Genetics », vol. III°, n. 4, dec., 1951.

Id. Id. — *Human Resources from the viewpoint of medical genetics*, « Eugenical News », vol. XXXV°, n. 1, pp. 6-8, 1950.

Id. Id. — *Cleidocranial Dysostosis*, « American Journal of Human Genetics », vol. III°, n. 4, dec., 1951.

Herndon N. C. and Alexander J. B. — *Spherocytosis and increased erythrocyte fragility in four generations of the family of a patient with congenital hemolytic anemia*, « Medical Journal », vol. VIII°, n. 4, pp. 196-201, apr., 1947.

Herndon N. C. and Allan W. — *vedi Allan W.*

Herndon N. C. and Bender J. R. — *Gaucher's Disease : Cases in Five Related Negro Sibships*, « American Journal of Human Genetics », vol. II°, n. 1, march, 1950.

Herndon N. C. and Jennings R. — *A Twin-Family Study of Susceptibility to Poliomyelitis*, « American Journal of Human Genetics », vol. III°, n. 1, march, 1951.

Hogreffe G. — *Transplantation of Leukaemia Into Mice and Its Genetic Aspects*, Opera Ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis, vol. XXIV°, Copehenhagen, 1951.

Hosimo Y.; Chino M.; Komai T. — *vedi Komai T.; Chino M.; Hosimo Y.*

Jenkin T. J. — *Genetic Problems in the Breeding of Forage Grasses*, « Atti del Convegno di Genetica Agraria » Rieti 30 magg.-2 giu., 1950, Tip. del Libro, Pavia, 1951.

Keith J. — *Autotetraploidy in Agrostis canina*, « Nature », vol. CLXIX°, p. 159, Great Britain, 26 jan., 1952.

Koami T. — *Semi-Allelic Genes*, « American Naturalist », vol. LXXXIV°, pp. 381-392, sept.-oct., 1950.

Keith J. — *The Cytology of some British species of Agrostis and their Hybrids*, « British Agricultural Bulletin », vol. V°, n. 23, 1953.

Khambanonda I. — *Quantitative inheritance of fruit Sizé in red pepper*, « Journal paper n. 1723 - Genetics n. 35 », pp. 322-343, may, 1950.

Komai T. — *On Mosaic Inheritance in Mammals*, « American Naturalist », vol. LXXXV°, n. 824-333-334, 1951.

Id. Id. — *Frequency of Tongue Rollers and Pedigrees of Tied Tongues in Japan*, « Journal of Heredity », vol. XLII°, n. 6, nov.-dec., 1951.

Id. Id. — *Incidence of the Genes for Coat Colors in Japanese Cats*, « Annotationes Zoologicae Japonenses », vol. XXV°, n. 1, 2 jan., 1952.

KOMAI T. and HOSIMO Y. — *Contributions to the evolutionary Genetics of the Lady-Beetle, Harmonia. II Microgeographic Variations*, « Genetics », vol. XXXVI°, n. 4, pp. 382-390, july, 1951.

KOMAI T.; CHINO M.; HOSIMO Y. — *Contributions To the Evolutionary Genetics of the Lady-Beetle, Harmonia. I. Geographic and temporal Variations in the relative Frequencies of the Elytral Pattern Types and in the frequency of Elytral Ridge*, « Genetics », vol. XXXV°, pp. 589-601, sept., 1950.

LARSON C. A. — *Phenylpyruvic oligophrenia in Swedish institutionalized mental defectives*, « Hereditas », vol. XXXVI°, 1950.

LAWRENCE J. S.; NEEL J. V. and ITANO H. A. — *Hemolytic Anaemia Presumably Due to Coexistence of the Genes for Thalassemia and Sickling*, « Transactions of the Assoc. of American Physicians », vol. LXV°, pp. 203-212, 1952.

MALCOVATI P. — *I fattori ereditari nella fisiopatologia ostetrico-ginecologica*, Relazione tenuta al XLI° Congresso della Soc. It. di Ostetricia e Ginecologia, Napoli, oct., 1951.

MALECOT G. — *Un traitement stochastique des problèmes linéaires (mutation, linkage, migration) en Génétique de Population*, annales de l'Université de Lyon, Troisième ser. fasc. 14, Ed. Masson et C.ie, Paris, 1951.

MORTON ALAN G. — *Soviet Genetics*, Ed. Lawrence e Wishart, London, 1951.

MOSBECH J. — *Heredity in Pernicious Anaemia*, Opera Ex domo biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis, Ejnar Munksgaard, Kobenhavn, 1953.

NATIONAL INSTITUTE OF GENETICS, JAPAN. — *Annual Report*, n. 2, 1951. Misima, Sizuoka-Ken, Japan, 1952.

NEEL J. V. — *The Study of Human Mutation Rates*, « The American Naturalist », vol. LXXXVI°, n. 828, may-june, 1952.

O'MARA J. G. — *Cytogenetic Studies on Triticale. II. The kinds of intergeneric chromosome addition*, « Journal Paper », n. 1, 1952.

PARENTI R. — *Contributo allo studio della trasmissione ereditaria del colore delle iridi*, « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia », vol. LXXXII°, Firenze 1952.

READ J. — *Effect of Oxygen on the Frequency of Chromosome Aberrations Produced by Alpha-Rays*, « Nature », n. 4134, 22 jan., 1949.

RHOADES M. M. — *Origin of Cytoplasmic Male Sterility in Corn*, American Seed Trade Association.

SAWIN P. and CRARY DORCAS D. — *Morphogenetic studies of the rabbit. X. Racial Variations in the gall Bladder*, « Anatomical Record », vol. CX°, n. 4, aug., 1951.

SCHWARTZ D. — *The Behavior of an X-Ray, induced Ring Chromosome in Maize*, « The American Naturalist », genn.-febb., 1953.

ID. ID. — *Evidence for Sister-Strand Crossing Over in Maize*, « Genetics », vol. XXXVIII°, n. 3, pp. 251-260, may, 1953.

ID. ID. — *The Interection of nuclear and Cytoplasmic factors in the Inheritance of male sterility in Maize*, « Genetics », vol. XXXVI°, n. 6, pp. 676-696, nov., 1951.

SJOGREN T. — *Genetic-Statistical and Psychiatric Investigations of a West Swedish Population*, Copenhagen, 1948.

ID. ID. — *Genetic-Statistical and Psychiatric Investigations of a West Swedish population*, Acta Psychiatrica et Neurologia Supplementum n. 52, Ejnar Munksgaard, Copenhagen, 1948.

Tanaka K. — *Linkage Relation between Q Agglutinogen and Anti Q Agglutinin*, « Kyushu Memoirs of Medical Sciences », vol. II°, n. 3, dic., 1951.

Id. Id. — *An Apparent Linkage of the ABO Groups with the Q Agglutinogen*, « Kyushu Memoirs of Medical Sciences », vol. II°, n. 3, dec., 1951.

Id. Id. — *Effects of Homo, and Heterozygosities of Blood Groups A and B upon the Ee Blood Types*, « Kyushu Memoirs of Medical Sciences », vol. III°, n. 1, july, 1952.

Teisser G. — *Variations de l'équilibre des gènes dans les populations experimentales de drosophiles*, Résumé d'une communication presentée au Congrés International de Zoologie, 1953.

Thoday J. M. — *Effect of Oxygen on the Frequency of Chromosome Aberrations Produced by Alpha-Rays*, « Nature », n. 4134, 22 jan., 1949.

Verschuer F. O. — *Ein Altes und ein neues problem der Zwillingsforschung*, « Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae », vol. I°, n. 2, maii, 1952.

Id. Id. — *Erbforschung am Menschen, neuere Ergebnisse und Erkenntnisse*, « Deutsche Medizinische Wochenschrift », 77 Jahrgang, n. 41, 10 okt., 1952.

Id. Id. — *Beiträge zum Konstitutionsproblem aus den Ergebnissen der Zwillingsforschung*, « Z. menschl Vererb, u. Konstitutionslehre », Bd. 30, S. 646-661, 1952.

Weir J. A. — *Blood ph As a Factors in Genetic Resistance to Mouse Typhoid*, « Journal of Infection Diseases », vol. LXXXIV°, pp. 252-274, may-june, 1949.

## MATEMATICA

Balaguer S. — *Numero de direcciones de Borel y valores excepcionales de una funcion meromorfa de orden finito*, « Memories Real Academia de Ciencias y Artes », vol. XXX°, n. 19, Tercera Epoca, n. 624, Barcelona, 1952.

Bochenski I. M. O. P. — *Précis de Logique mathématique*, Ed. G. Kronder, Bussum, 1948.

Boggio T. e Giaccardi F. — *Compendio di Matematica Finanziaria, operazioni di credito.*

Bose Chandra R. — *Mathematics of Factorial Designs*, « Proceedings of the Inter. Congress of Mathematicians », vol. I°, 1950.

Chung K. L. and Wolfowitz J. — *On a limit Theorem in Renewal Theory* « Mathematics », vol. LV°, n. 1, jan., 1952.

Dvoretzky A. and Wolfowitz J. — *Sums of Random Integers Reduced Modulo m.*, « Mathematical Journal », vol. XVIII°, n. 2, june, 1951.

Dvoretzky A.; Wald A.; Wolfowitz J. — *Relations Among Certain Ranges of Vector Measures*, « Pacific Journal of Mathematics », vol. I°, n. 1, march, 1951.

Mannoury G. — *Les Fondements Psycho-Linguistiques des Mathématiques*, Ed. Kroonder F.G., Bussum (Holland), 1947.

Jaffe G. — *Ueber Raum, Zeit und Kausalität*, Ed. Springer-Verlag, Berlin, 1954.

Jensen A. — *Distribution Patterns composed of a limited number of Exponential distributions*, « 11. Skandinaviske matematikerkongress », 1949», Reprint Series, n. 6, Copenhagen, 1952.

PAIGE L. J. and TAUSSKY O. — *Simultaneous Linear Equations and the Determination of Eigenvalues*. National Bureau of Standards Applied Mathematics Series 29, Issued 31 aug., 1953.

WALKE H. M. — *Mathematics Essential for Elementary Statistics*, Ed. H. Holt and Company, New York, 1951.

## MEDICINA

ALLAN W. — *Medicine's Need of Eugenics*, « Southern Medicine and Surgery », vol. IIC°, n. 8, aug., 1936.

ID. ID. — *Familial Occurrence of Tic Douloureux*, « Archives of Neurology and Psychiatry », vol. XL°, pp. 1019-1020, nov., 1938.

ID. ID. — *Relation of Hereditary Pattern to Clinical severity as illustrated by peroneal atrophy*, « Archives of Internal Medicine », vol. LXIII°, pp. 1123-1131, june, 1939.

ASSOCIAZIONE DEL SANATORIO UNIVER. ITALIANO. — *L'Assistenza antitubercolare nella Università. Il sanatorio Universitario*, Relazione Generale, lug., 1952.

AUSBAND J. and HERNDON N. — *Hospital Case Report. Friedreich's Ataxia*, « Journal of the Bowman Gray School of Medicine », vol. I°, n. 1, jan., 1943.

BARTLEY W.; KREBS H. A. and O'BRIEN J. R. P. — *Vitamin C Requirement of Human Adults. (A report by the Vitamin C Subcommittee of the Accessory Food Factors Committee)*, « Medical Research Council », Special Report Series, n. 280, London, 1953.

BRANDT S. — *Werdining-Hoffmann's Infantile Progressive Muscular Atrophy* Opera Ex domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafiniensis, vol. 22, Copenhagen, 1950.

BUIKLISKI I. V. — *Efectos de la Altitud Sobre El Organismo Humano En Los Andes Venezolanos*: « *Mal del Paramo* », Publicaciones n. 8, Merida, 1951.

COMMITTEE OF PRIVY COUNCIL FOR MEDICAL RESEARCH. — *Report of the Medical Research Council for the Year* 1951-1952, London, 1953.

CURTIS G. and HALPERIN S. — *vedi Halperin S.*

DEAN R. F. A. — *Plant Proteins in child Feeding*. Medical Research Council Special report series, n. 279, London, 1953.

DE VECCHIS B. — *Prolusione alle giornate stomatologiche romane*, 12-13 *giu.* 1953, « Riv. Clinica Odontoiatrica », Anno VIII°, n. 9, 1953.

DUBLIN L. I., PH. D. — *A 40 year Campaign Against Tuberculosis*. The contribution of the « Metroplitan Life Insurance Company », New York, 1952.

ELSASSER G. — *Die Nachkommen Geisteskranker Elterpaare*, Stuttgart, 1952.

FERGUSON T.; MACPHAIL N. A.; MCVEAN M. I. — *Employment Problems of Disabled Youth in Glasgow*. Medical Research Council, memorandum n. 28, London, 1952.

GOWEN J. W. — *Modifying Disease Resistance Through Radiation*. « Brookhaven Conference Report BNL-C-4 »,12-27 july, 1948.

WALTER GREY W. — *Electroencephalography*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 243-253, Washington, 1951.

HALPERIN S. and CURTIS G. — *Anhidrotic Ectodermal Dysplasia Associated With Mental Deficiency*, « American Journal of Mental Deficiency », vol. XLVI°, n. 4, apr., 1942.

HELWEG LARSEN P.; HOFFMEYER H.; KIELER J.; THAYSEN HESS E. — *Acta medica scandinavica* (supplementum CCLXXIV° (274). *Famine disease in german concentration camps; complications and sequels*, Copenhagen, 1952.

HERNDON N. and AUSBAND J. — *vedi Ausband J.*

KAHN HAROLD A. and BELLOWS A. T. — *Diseases of the heart and blood vessels* (facts and figures), The Am. Heart Ass., New York, apr., 1952.

MEDICAL RESEARCH COUNCIL Memorandum n. 26. — *The Treatment of Acute Dehydration in Infants*. A Working Team appointed and advised by the Committee on Acute Infections in Infancy, London: Her Majesty's Stationery Office, 1952.

MÜLLER W. — *Der Einfluss funktioneller mechanischer Beansprunchung auf das Längenwachstum der Knochen*, « Munchener Medizinische Wochenschrift », parte II^a, pp. 1225-1226, 1923.

PAREDES BRIGENO C. — *Curso de Capacitacion en Organizacion Sanitaria*, n. 21, Merida, 1952.

SCHELLING H. von. — *Remarks on the climate in Alaska*. « Medical Research Laboratory », vol. XI°, n. 15, Report, n. 198, 31 march, 1952.

SJOGREN T.; SJOGREN H. and LINDGREN AKE H. G. — *Morbus Alzheimer and Morbus Pick*, Copenhagen, 1952.

ID. ID. ID. — *Morbus Alzheimer and Morbus Pick*, « Acta Psychiatrica et Neurologica Scandinavica », suppl. 82.

SCHMITZ L. K. — *Medizinische Korperbauforschung* (*Somatometrie*), «Aerztliche Praxis », III° Jahrgang, n. 27, vom. 7, july, 1951. Werk-Verlag Dr. Banaschewskin E., Wörishofen.

ID. ID. — *Der Blutdruck als Mass fur die Kreislaufbeurteilung*, « Erweiterter Abdruk aus dem Rheinischen Aerzteblatt », 1950.

ID. — *Das Mass fúr den Herzschatten*, « Zeitschrift für ärztliche Fortbildung », 39 Jahrgang, n. 17, sept., 1942.

ID. — *Blutdruckmessung als Kreislaufkontrolle*, « Die Heilkunst Zeitschrift für Praktische Medizin », 64 Jahrgang, heft 3, marz, 1951.

ID. — *Der II. Kongress der Gesellschaft fur Konstitutionsforschungen der Universitatsklinik in Tubingen*, vom. 26, bis 29, juli 1951, « Versicherungsmedizin », Jahrgang 3, n. 4.

ID. — *Das Wulkow-Kollektiv im Lichte der Somawurfelanalyse*, « Lebensversicherungsmedizin », 4 Jahrgang, n. 2, Karlsruhe, apr., 1952.

ID. — *Ein Berechungsbeispiel fur biologische Zeitabschnitte*, « Archiv fur Gynakologie », Bd. 181, S.te. 376-379, 1952.

SJOGREN T. and LARSSON T. — *Microphthalmos and Anophthalmos With or Without Coincident oligophrenia*, Copenhagen, 1949.

SORSBY A. — *Cardiovascular System*, « Clinical Genetics », London, 1953.

SPINELLI-BERTI M. — *Las Fosfatasas su Importancia Clinica*, « Publicaciones n. 18 », Merida, 1952.

STENSTEDT A. — *A study in Manic Depressive Psychosis*, Stockholm, 1952.

WIGGERS C. J. — *Physiology of Shock*, Commonwealth fund, New York, 1950.

WINSLOW E. A. — *The Cost of Sickness and the Price of Health*. Monograph Series, n. 7, World Health Organization, Geneva, 1951.

## POLITICA SOCIALE

*Atti del II° Congresso Nazionale di Studi per la Piena Occupazione*, Roma, 6-9 ott., 1952. Promosso dalla Presidenza Centrale ACLI, Roma, 1952.

BALDI M. G. — *Malati, Medici e.... Deficit nel « Seguro de Enfermedad » in Spagna*, « Notiziario ENPDEP », n. 4 lug.-ag., 1953.

ID. — *Diritti del lavoro (Appunti per una filosofia della sicurezza Sociale*, « Previdenza Sociale », fasc. n. 3-4, 1953.

CAO PINNA M. — *La disoccupazione e i metodi assistenziali in Italia*. Convegno di studi statistici sulla disoccupazione, Roma, mar., 1952.

PETRILLI G. — *La sicurezza sociale*, Cappelli, Rocca S. Casciano, 1953.

ID. — *Rapporti tra gli organismi di sicurezza sociale e i medici*. Relazione alla XI^a assemblea Generale dell'A.I.S.S., « I Problemi del Servizio Sociale », Anno VIII°, n. 5, sett.-ott., 1953.

STEVE S. — *Il Finanziamento della Protezione Sociale*. Discussione : Istituto Italiano di Studi della Protezione Sociale.

## PUBBLICAZIONI UFFICIALI

AMMINISTRAZIONE AUTONOMA DEI MONOPOLI DI STATO. — *Statistiche sui consumi dei Tabacchi nell'esercizio 1 lug. 1950-30 giu. 1951*. Rep. Tip. Monopoli di Stato, Roma.

BRASIL. — *Ministerio da Viacao e obras publicas do Brasil*. Servico de Documentacao, Brasil Constroi, Rio de Janeiro.

BUREAU FEDERAL DE STATISTIQUE. — *La Revue National Suisse* 1938-47.

ID. — *Steuerbelastung in der Schweiz. Charge Fiscale en Suisse* 1952. Statistiques de la Suisse 244e fascicule.

ID. — *La Suisse en Graphiques*, Berne, 1952.

ID. — *Tables de mortalité de la population suisse* 1931-41 *et* 1939-44. *La mortalité en Suisse et son évolution*, « Statistique de la Suisse », 232° fasc., serie Bk 4, Berne, 1952.

ID. — *Statistique Forestière Suisse* 1949, 236° fasc.

ID. — *Finances et Impôts de la Confédération des Cantons et des Communes* 1950-51, 25° fasc., Bern, 1952.

ID. — *Statistique de la Suisse*, 234° fasc. Serie Mg. 22, Charge Fiscale en Suisse 1951 Elaboré par l'administration Federale des Contributions.

COMANDO GENERALE DELLA GUARDIA DI FINANZA. — *Relazione Statistica. Esercizio finanziario* 1952-53. Ed. F. Failli, Roma, 1953.

COMITATO NAZIONALE PER LA PRODUTTIVITÀ, ROMA. — *I servizi del Comitato Naz. per la produttività*, Roma, 1953.

COMMISSIONE PARLAMENTARE DI INCHIESTA SULLA DISOCCUPAZIONE. — *Monografie Regionali*, Emilia, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

ID. — Vol. V°, Tomo Unico. *Interrogatori. Lettera del Presidente della Comm. Parlament. per la trasm. degli Atti dell'Inchiesta all'on. Presidente della Camera dei Deputati*, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

ID. — Vol. I°, Tomo 1° e 2°. *Indagini Statistiche* ; vol. II° Tomo 1°, 2° e 3°. *Relazione dei gruppi di lavoro* ; vol. III° Tomo 1°, 2°, 3° e 4°. *Monografie Regionali* ; vol. IV° Tomo 1°, 2°, 3°, 4° e 5°. *Studi Speciali*.

COMUNITÀ EUROPEA DEL CARBONE E DELL'ACCIAIO. ALTA AUTORITÀ. — *Relazione Generale sulla Attività della attività*, 10 ag.-12 apr., 1953.

COMUNITÀ POLITICA EUROPEA. — *Informazioni, documenti ufficiali della Commissione Costituzionale*. Magg-lug. 1953.

CONSEIL DE L'EUROPE. — *Quelques Aspects de la Démographie et de l'économie*, Strasbourg, 1952.

COUNCIL OF EUROPE. — *Low Tariff Club. A council of Europe Contribution to the study of the problem of lowering customs barriers as between membre-countries*, Strasbourg, 1952.

DANIMARCA. — *Statistiske Meddelelser. Accidents de circulation en* 1949, Dept. de Statistique, Kopenaghen, 1951.

*Eidgenossische Volkzahlung*, 1 dez. 1950, band n. 14, Bern. 1953.

FEDERAL STATISTICAL OFFICE. — *Statistical Pocket-Book on Expellees in the Federal Republic of Germany and West Berlin*, Wiesbaden, 1953.

FOOD and AGRICULTURE ORGANIZATION of the UNITED NATIONS. — *Meeting on Index numbers of food and agricultural production*, Rome, 1-5 dec., 1952.

ID. — *Reunion sur les nombres indices de la Production Agricole*, Rome, 1-5 déc., 1952.

INSTITUTE FOR ECONOMIC RESEARCH OF THE BANK OF FINLAND. — *Bank of Finland* 1951, Helsinki, 1952.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATISTICA PORTUGAL. — *Anuario Demografico* Lisboa, 1951.

ID. — *Estatistica da Educacao*, Ano Lectivo 1950-1951.

ID. — *Comercio Externo*, vol. I° *Comercio por Mercadorias e Paises*. vol. II° *Comercio por Paises e Mercadorias*, Lisboa, 1951.

ID. — *Organizacao Corporativa e Previdencia Social* 1951. Lisboa.

ID. *Anuário Estatistico* 1951, Tip. Portuguesa, Lisboa, 1952.

ID. — *Análise de alguns indicadores demograficos*, « Estudos », n. 22, Lisboa, 1953.

ID. — *Estatistica Judiciaria*, Lisboa, 1951.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA PRESIDENCIA DEL GOBIERNO. — *Annuario Estatistico de España*, Anno XXVII°, 1952.

ID. — *Tablas de Mortalidad de la Poblacion Española Años* 1900 *a* 1940, Madrid, 1952.

ID. — *Asi es España*, (*Picture of Spain*), Tomo 1°, vol. I°.

INTERNATIONAL BANK for RECONSTRUCTION and DEVELOPMENT. — *The Economic Development of Iraq*. Report of a Mission organized by the International Bank for Reconstruction and Development a the request of the Government of Iraq, Ed. J. Hopkins Press, London, 1952.

ID. — *The Economic Development of Nicaragua*. Report of a Mission organized by the International Bank for Reconstruction and Development at the Goverment of Nicaragua, Ed. J. Hopkins Press, London, 1953.

ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA. — *Annuario Statistico dell'assistenza e della Previdenza Sociale* 1951-1952, ABETE, Roma, 1953.

ID. — *Annuario di Statistiche demografiche* 1951, Ed. ABETE, Roma, 1953.

ID. — *Dati preliminari sulle ditte*. III° censimento generale della Industria e del Commercio 5-11-1951, ABETE, Roma, 1953.

ID. — *Statistica del Commercio con l'estero*, Anno 1953, Serie II$^{a}$, n. 4, apr., 1953.

ID. — *Statistica della navigazione marittima*, Anni 1939-42, 1946-51, Ed. Failli, Roma, 1953.

ID. — *Elezioni della Camera dei Deputati e del Senato della Repubblica*, 7 *giu.* 1953. Dati Riassuntivi, Ist. Polig. dello Stato, Roma, 1954.

Id. — *L'Attrezzatura Alberghiera in Italia al* 31 *maggio* 1949, Roma, 1953.

Id. — *Annuario Statistico dell'Istruzione Italiana*, Anno scolastico 1949-50, Serie 1ª, vol. IIIº, 1952.

Id. — *Norme per la rilevazione statistica del Commercio con l'Estero*, Roma, 1953.

Id. — *Commercio con l'Estero* 1952, Roma, 1953.

Istituto Brasileiro de Geografia e Estatistica. — *Annuario Estatistico do Brasil*, Ano XIIº, 1951, Rio de Janeiro, 1952.

Istituto Nazionale di Urbanistica. — *Matera : uno studio.*

Ministero degli Affari Esteri. — *I Documenti Diplomatici Italiani.* Prima Serie : 1861-1870, vol. Iº, 8 genn.-31 dic., 1861. Ottava Serie : 1935-1939, vol. XIIº, 23 magg.-11 ag., 1939, Lib. dello Stato, Roma, 1952.

Ministero del Lavoro e della Previdenza Sociale. — *Piano Incremento occupazione operaia case per lavoratori. Bilancio della Gestione INA-CASA per l'esercizio* 1952-53, *relazioni del Comitato di Attuazione e del Collegio dei Revisori dei Conti*, Ed. F. Damasso, Roma.

Ministero Educazione Nazionale. — *Direttive per lo svolgimento della vita Universitaria.* Circolari del Mro Ed. Nazionale del 20 ag. 1940, n. 3640 e 10 nov. 1941, n. 2462, R. Università, Roma, 1941.

Ministero Pubblica Istruzione Comitato Centrale Educaz. Popolare. — *L'Educazione popolare.*

Id. — *La scuola italiana dal* 1946 *al* 1953, Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1953.

Id. — *Accesso della donna all'Educazione.* XVº Conferenza Internazionale della Pubblica Istruzione, Ginevra 7-16 lug. 1952, Roma, 1952.

Id. — *Programmi per i vari gradi e tipi di scuola proposti dalla « Consulta Didattica ».* Progetto legge n. 2100, norme Gen. sull'Istruzioni, Ed. Vallecchi, 1952.

Id. — *L'ordinamento del Ministero della Pubblica Istruzione*, vol. IIº, Ed. Ariani, Firenze, 1953.

Ministero delle Finanze Direzione Generale delle Tasse e delle Imposte sugli Affari. — *Relazione sull'attività dell'amministrazione delle tasse e delle imposte indirette sugli affari durante l'esercizio* 1951-1952, vol. Iº e IIº, Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1953.

Id. — *Rivista del Catasto e dei servizi tecnici erariali*, Anno IXº, n. 2, mar.-apr., 1942.

National Bureau of Economic Research. — *Studies in Income and Wealth*, Vol. Fourteen, Conference Research in Income and Wealth, New York, 1951.

National Institute of Genetics, Japan. — *Annual Report* n. 3, 1952, National Institute of Genetics, Japan, 1953.

Nations Unies. — *Etude Economique sur l'Asie et l'Extréme-Orient.* 1950-1951, New York, 1951-52.

Norges Offisielle Statistikk. — *Folkemengden I Herreder og Byer* 1. jan., 1952, Oslo, 1953.

Id. — *Norges Jernbaner* 1949-50, Oslo, 1953.

Id. — *Norges Postverk*, 1952, Oslo, 1953.

Id. — *Jordbruksstatistikk* 1952, Oslo, 1953.

Id. — *Kommunenes Gjeld Og Kontantbeholdning M.V.*, PR. 30 juni, 1951. Oslo, 1952.

Id. — *Norges Handel* 1950, Oslo, 1952.

Id. 101. — *Norges Industri*, 1950, Oslo, 1952.

Id. 111. — *Skolestatistikk*, 1948-49, Oslo, 1952.

Id. 93. — *Telegrafverket* 1950-51, Oslo, 1952.

Id. 108. — *Jordbruksstatistikk* 1951, Oslo, 1952.

Id. 107. — *Ulykkestrygden For Industriarbeidere* 1949, Oslo, 1952.

Id. 105. — *Norges Bergverksdrift* 1950, Oslo, 1952.

Id. 103. — *Jordbrukstellingen I Norge, 20 juni* 1949. Recensement du 20 juni 1949, IV° Aperçu general, Oslo, 1952.

Id. 115. — *Sinnssykehusenes Virksomhet* 1950, Oslo, 1952.

Oficina Internacional del Trabajo. — *Poblaciones Indigenas*. Condiciones de vida y de trabajo de los pueblos autòctonos de los paises independientes, Estudios y Documentos, N.S.N. 35, Ginebra, 1953.

Perroux Francois M. — *Rapport*. Commission des Comptes et des Budgets Economiques de la Nation, Session de mars 1953, Imprimerie Nationale, Paris, 1953.

Regione Trentino-Alto Adige. — *Compendio Statistico Regionale* 1952, Ed. Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1952.

Republica Dominicana. Direcion General de Estadistica — *Tercer Censo Nacional de Poblacion* 1950. Resumen General, Ciudad Trujillo, 1953.

Republica de Venezuela. — *Estadistica Mercantil y Maritima de Venezuela*, 1949, Tip. Americana, Caracas, 1953.

Republique Populaire Federative de Yougoslavie, Office Federal de Statistique. — *Recensement de la Population du* 15 *mars* 1948 (resultats definitifs). Livre II° « Population per Age et Sexe », Beograd, 1951.

Id. Id. — *Recensement de la Population du* 15 *mars* 1948, (resultats definitifs). Livre I°, « Population par Sexe et Ménages », Beograd, 1951.

Id. Id. — *L'indice* 1952 *avril. Revue Mensuelle de la Statistique Economique de la RPF de Yougoslavie*. Br. 1, Beograd, 1952.

Savezni Zavod za Statistiku i Evidenciju. Republika Jugoslavia. — *Indexs, Mesečni Privredne Statostike Fnrj*. Br. 8 Beograd, God. I°, nov., 1952.

Id. Id. — *Poljoprivredne Mašine I Oruda* 1951 *Godina III°*, Beograd, Serija B. III°, Broj 14, Statisticki Bilten, sept., 1952.

Id. Id. — *Popis Stoke, Živine I Košnica* 1949, Serija A III°, Knjiga I°, Beograd, 1952.

Republica de Panama. Contraloria Gen. de la Rep. Dir. Estad. y Censo. — *Quinto Censo Nac. de poblacion y vivienda. Cifras preliminares*, 10 *de dic. de* 1950. Bolitin Informativo, n. 1, febr., 1951.

Id. Id. — *Primer Censo Nac. Agropecuaro.* 10 *de dic. de* 1950. *Cifras preliminares*, Boletin Informativo, n. 1, abr. de 1950.

Spagna. Presidencia del Gobierno Instituto Nacional de Estadistica. — *Anuario Estadistico de España*, Madrid, 1953.

(The) Statistical Laboratory of Iowa State College Research Teaching Service Consultation. — *Annual Report*: 1949-50. *Annual Report*: *lug.* 1950-*giu.* 1951, Agricultural Experiment Station U.S. Bureau of Agricultural Economics.

Statistique de la Suisse. — *Table de mortalité de la population suisse*, 1939-44.

Ufficio Federale di Statistica. — *Nomenclatura svizzera delle cause di morte* 1951, (Edizione per i medici), Berna, 1952.

Id. — *L'enseignement des sciences sociales en France*, Paris, 1953.

NATIONS UNIES. — *Bulletin trimestral des statistiques du logement et de la construction pour l'Europe.* (Troisième trimestre, 1953, vol. I°, n. 2 et 3. Quatrième trimestre, vol. I°, n. 4, 1953.

ID. — *Principes directeurs d'un système de statistiques de l'état civil.* Etudes Statistiques, Serie M. n. 19, New York, 1953.

ID. Organisation pour l'alimentation et l'agriculture. — *Les problèmes de l'Agriculture Européenne*, Genève, 1954.

ID. — *Rapport sur la définition et l'évaluation des niveaux de vie du point de vue international*, New York, 1952.

UNESCO. — *Documents Relatifs au Moyen-Orient.* Bulletin International des Sciences Sociales, vol. V°, n. 4, 1953.

UNESCO. — *Dei diritti dell'uomo*, Ed. di Comunità, Milano, 1952.

UNITED NATIONS. — *Retail Price Comparison for International Salary Determination.* Statistical Papers, Serie M., n. 14, New York, 1953.

ID. — *Studies in Methods.* Industrial Censuses and Enquiries, Series F No. 4, vol. I° e II°. Vol. I° : Text ; Provisional Issue. Vol. II° : Appendices ; Provisional Issue, Statistical Office of the United Nations, New York, 1953.

ID. — *Annuaire Statistique*, 1952.

ID. — *Population and Vital Statistics Report*, « Statistical papers », Serie A, vol. IV°, n. 4.

ID. — *Statistics of National Income and Expenditure*, « Statistical Papers », Serie H, n. 2, New York, aug., 1952.

ID. — *Population and Vital Statistics Reports*, « Statistical papers », Serie A. vol. V°, n. 2.

ID. — *Annuaire Démographique*, 1952.

ID. — *Statistics of National Income and Expenditure*, « Statistical Papers », Serie H, n. 3, febr., 1953.

ID. — *Statistics of National Income and Expenditure*, Series H. n. 3.

ID. — *Report on the Western Pacific Regional Seminar on Vital Statistics and Health Statistics*, Series M., n. 15.

ID. — *Statistics of National Income and Expenditure*, Series H., n. 4.

ID. — *Inventaire Economique General de la Libye.* Preparé par M.J. Lindberg, New York, 1952.

UNITES STATES. — *Business Economic Problems.* War department education manual EM 797.

ID. — *Workbook for use with Business Economic Problems.* War Department Education Manual EM 797.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTUREL. — *The Agricultural estimating and reporting services of the United States departement of agriculturel.* Miscellaneous Pub., n. 703, Washington, 1949.

ID. — *Structure des Budgets et Classification des Comptes Publics*, New York, 1951.

NATIONS UNIES. — *Répertoire des Travaux d'Ordre Economique et Social* 1952, n. 3, New York, 1952.

ID. — *Tendances de la Consommation de Charbon dans les Zones occidentales d'Allemagne*, Genève, lug., 1953.

ID. — *Rapport sur les Problèmes Internationaux Relatifs aux Produits de Base* 1952, New York, 1953.

ID. — *Exportations européennes d'acier et démande d'acier dans les Pays non européens*, Genève, 1953.

SCIENZA FINANZE

Bhargava R. N. — *The Principle and problems of Inheritance Taxation*, Ed. Kishore and Bros Nand, Banaras, 1952.

Brasca C. — *Ancora sulla proposta Rignano di riforma dell'imposta successoria*, « Riv. Internazionale di Scienze Sociali », magg.-giu., 1953.

Campagna N. — *Il riporto in Borsa e fuori borsa*, Ed. Giuffrè, Milano, 1952.

Rietti R. — *La elasticità delle curve di domanda e di offerta come fattore di modificazione nel processo traslativo delle imposte*, « Annali della Facoltà Giuridica », vol. XVIII°, Anno 1951.

Rossi L. — *L'omogeneità dei redditi ed il fondamento teorico delle imposte* « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », 1951.

Stammati G. — *Riflessioni a proposito dell'imposta di registro nella legislazione italiana*, « Riv. Diritto Finanz. e Scienza delle Finanze », fasc. 3, 1952,

Id. — *Studio per una riforma della imposizione sugli affari*. « Giurisprudenza delle Imposte dirette, di registro e di negoziazione », Anno XXV°, fasc. 2, Roma, apr.-giu, 1952.

SOCIOLOGIA

Agapitidis S. — *Le problème grec des refugiés dans l'après guerre*, « XV^e Congrès de Soc. », Istanbul, 1952.

Allan W. and Dudley F. C. — *vedi Dudley F. C.*

Alivia G. — *Schema sociologique d'une nouvelle communauté agricole*, « XV^e Congrès de Soc. », Istanbul, 1952.

Allaway A. J. — *Social and Educational Change Since* 1900, « The Sociological Review », vol. XLIII°, year, 1951.

Allen Phyllis G. — *Evening Activities in the Home*, « The Sociological Review », vol. XLIII°, year, 1951.

Andreoli E. — *Contributo per una Sociologia delle relazioni internazionali*, « Mondo Aperto », apr., 1953.

Angold F. H. — *The Social Conception of Early Man*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Ardy S. — *Sociologia Rurale e Urbana*, « Nuova Rass. di Legislazione e Giurisprudenza », febb., 1953.

Argyle M. — *The Concepts of Rôle and Status*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section Three, year, 1953.

Associazioni Cristiane Lavoratori Italiani - ACLI. — *Il fattore umano*, « Atti del I° Convegno Naz. di Studi », Milano 10-12 giu., 1951.

Baldi M. G. — *Le droit et les exigences contemporaines, eu égard principalement à la legislation du travail et des Assurances sociales*, « XV^e Congrès de Sociol », Istanbul, 1952.

Baltacioglu I. H. — *Nationalité, tradition et langue*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Id. — *Conception socio-psychologique de la personnalité*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Bardet G. — *La Sociologie et l'enseignement de l'urbanisme*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Bartholomew G. A. — *Reproductive and Social Behavior of The Northern Elephant Seal*, « Univ. of California Publications in Zoölogy », vol. XLVII°, n. 15, pp. 369-472, Los Angeles, 1952.

BENTWICH N. — *The Rescue and Achievement of Refugee Scholars.* The story of Displaced Scholars and Scientists 1933-1952, Ed. Martinus Nijhoff-The Hague, 1953.

BOGUE J. don. — *The structure of the Metropolitan Community.* A Study of Dominance and Subdominance.

BOUTHOUL G. — *Les Mentalités*, Paris, 1952.

ID. — *Les Guerres. Eléments de polémologie*, Paris, 1951.

BRAIDWOOD R. J. — *The Bear East and the Foundations for Civilization. An Essay in Appraisal of the General Evidence*, The University of Chicago, 1952.

BREPOHL W. — *L'assimilation des immigrants dans la région de la Ruhr.* « Journées d'études européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

ID. — *L'assimilation des immigrants dans la région de la Ruthr.* « Journées d'etudes européennes su la population », Paris, 21, 22, 23 mai, 1953.

BREWSTER P. G. — *Children's Games and Rhymes*, « Frank C. Brown Collection of North Caroline Folklore », vol. I°.

BROWN F. J. — *Educational Sociology*, Ed. Prentice-Hall, Inc., New York, 1947.

BROWN RADCLIFFE A. R. et FORDE D. — *Systèmes familiaux et matrimoniaux en Afrique*, Presses Universitaires de France, Paris, 1953.

BURGDÖRFER F. — *The Problem of distribution of the population on the globe*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

CALLOT E. — *La société et son environnement.* Essai sur les Principes des Sciences Sociales, Librairie M. Rivière et Cie., Paris, 1952.

COMPLEMAN G. — *Some Sociological Aspects of Mixed-class Neighbourhood Planning*, « The Sociological Review », vol. XLIII°, Section Ten, year, 1951.

CAMUS A. — *L'homme révolté*, Ed. Gallimard, 1951.

CANTRIL H. — *Public Opinion* 1935-1946, Princeton University Press, New Jersey, 1951.

CARANTI E. — *Economia integrale, sociologia economica e neo-organicismo*, « Riv. politica Economica », genn., 1953.

CHALUPNY E. — *Concerning Biology, Sociology and Psychology in the System of Sciences*, « Festschrift anlasslich des siebzigsten Geburtstages von J. Stoklasa », Berlin, 1928.

ID. — *Précis d'un système de Sociologie.* Preface : M.G.L. Duyrat, Ed. M. Rivière, Paris, 1930.

CLEMENS R. ; SMAL-VOSSE G. ; MINON P. — *L'assimilation culturelle des immigrants en Belgique.* Italiens et Polonais dans la région liégeoise, Travaux du Séminaire de Sociologie de la Faculté de Droit de Liège, III°, Ed. H. Vaillant-Carmanne, Liége, 1953.

COMAS J. — *Ensayos sobre Indigenismo*, Ed. Inst. Indigenista Interamericano, Mexico, 1953.

ID. — *Les mythes raciaux*, UNESCO, Paris, 1951.

CORNET P. — *Notes sur une autorité Saharienne commune dans l'Afrique Française*, « XV^e Congrès de Sociologie », Istanbul, 1952.

COSPITO A. — *Intorno all'Autobiografia di G. B Vico*, « Sophia », Anno XXI°, n. 1, pp. 115-118, genn.-mar., 1952.

CUVILLIER A. — *Où va la Sociologie française ?* (Serie A : Auteurs Contemporains), Ed. Librairie Marcel Rivière et Cie, Paris, 1953.

Dahlberg G. — *Sociology, Race and Genetics*, « Atti del XIV° Congresso di Sociologia », vol. II°, Roma, 30 ag.-3 sett., 1950.

Das Chandra T. — *Impact of modern life on the fundamentals of tribal culture of Eastern India*, « XV° Congresso de Sociol. », Istanbul, 1952.

Delanois R. et Mayer N. — *Salaires, climat social et productivité*, fasc. I°.

Demirkan S. — *La sociologie rurale turque et ses problèmes*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Dordick I. L. — *Climate and Work in Australian New Guinea*, « Acta Tropica », vol. X°, n. 3, 1953.

Dudley F. C. and Allan W. — *Mating customs in north Caroline*, « Journal of Heredity », vol. XXXIII°, n. 9, sept., 1942.

Duplessis G. — *Les Mariages en France*, Ed. A. Colin, Paris, 1954.

Durkheim E. — *Leçons de Sociologie*, Presses Universitaires de France, Paris, 1950.

Echanove Trujillo C. A. — *Qu'est-ce que la Sociologie Mexicaine* ? « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Id. — *La Sociologia en Hispanoamérica*, Impreso en la Imprenta Universitaria, La Habana, Cuba, 1953.

El Husri S. — *La Sociologie d'Ibn Khaldoun* « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Evans Francis C. — *Individual and Communities*. A Biologist's View. « Michigan Quarterly Review », vol. LVIII° n. 21, 1952.

Fichelle A. — *Application des principes Sociologiques à l'Histoire de la Civilisation des slaves occidentaux*, « XV^e Congrès de Sociol », Istanbul, 1952.

Figueroa M. R. — *Planologia, Fundamentacion, Sociologia*, « XV^e Congrès Int. Soc. », Istambul, sept., 1952.

Id. — *Nouvelles Méthodes de la Sociologie*, « XV^e Congrès de Sociol », Istanbul, 1952.

Id. — *Sociologie et Hygiène mentale*, « XV^e Congrès de Sociol », Istanbul, 1952.

Id. — *Fondaments Sociologiques pour une Planification de l'Habitation*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Findikoglu F. Z. — *Les débuts de la Sociologie Economique en Turquie*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Fischer K. A. — *Kultur und Gesellung*, Verlag W. Koln und Opladen, 1951.

Flugel J. C. — *Population Policies and International tensions*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section 1°, year, 1952.

Fredericson E. — *Competition : The Effects of infantile Experience Upon Adult Behavior*, « Journal of Social Psychology », vol. XLVI°, n. 3, july, 1951.

Freudenthal A. M. and Gumbel E. J. — *On the statistical interpretation of fatigue tests*, « Proceedings of the Royal Society », A, vol. CCXVI°, p. 309, 1953.

Freyre G. — *Maîtres et Esclaves*, Ed. Gallimard, 1952.

Friedmann G. — *Villes et Campagnes*. Civilisation urbaine et Civilisation rurale en France, Ed. A. Colin.

Friis H. — *Kommunernes Gennemforelse af Lov om Husmoderaflosning* « Social Tidsskrift », 1952.

GANON I. — *Resumen de Sociologia General*, vol. I° e vol. II°, Montevideo, 1952.

GERONIMI G. — *Notes sur la responsabilité pénale internationale de l'individu*, « XV^e Congrès di Sociol. », Istanbul, 1952.

GIANCOLA L. — *L'origine del potere nel pensiero politico di F. Suarez*, « Sophia », vol. XX°, n. 1, pp. 104-112, genn.-mar., 1952.

GIBB H. A. R. — *Mohammedanism*. An Historical Survey, Ford University Press, London, 1953.

GIBSON W. J. — *The Village in the Outer Isles of Scotland*, « The Sociological Review », vol. XXXVIII°, Section Four, year, 1946.

GIESE H. — *Die Sexualität des Menschen*, Ferdinand Verlag Stuttgart, 1954.

GINI C. — *La concezione del progresso Economico in Oriente ed in Occidente*, « Il Politico », dic., 1953.

GLUECK E. and SHELDON. — *Juvenile delinquents grown Up*, Ed. Commonwealth fund, New York, 1940.

GIRARDET R. — *La société militaire dans la France contemporaine* 1815-1939, Librairie Plon, 1953.

GITTLER J. B. — *Social Ontology and the criteria for definitions in Sociology*, « Sociometry », vol. XIV°, n. 4, dec., 1951.

GRAZIA-RESI B. — *Il cinematografo nel meridione*, « Il Mezzogiorno », magg., 1953.

HATT P. K. and REISS A. J. — *Reader in Urban Sociology*, Glencoe, Illinois, 1951.

HAYASHI E. — *A Study of Equal Inheritance of Property in Chinese Rural Families*, « XV° Congresso de Sociol. », Istanbul, 1952.

HELLPACH W. — *Mensch und Volk der Grosstadt*, Ed. F.E. Verlag, Stuttgart, 1952.

ID. — *Der Sozialorganismus*, Verlag W., und Opladen, 1953.

HERRFAHRDT H. — *Associative and Authoritarian Elements in the State of European Prehistoric Times*, « XV° Congresso de Sociol. », Istanbul, 1952.

HICKS J. R. — *The Social Framework*, Osford, 1952.

HILGER I. M. — *A Social Study on One Hundred Fifty Chippewa Indian Families of the White Earth Reservation of Minnesota*, Washington, 1939.

HOFSTEE E. — *Some Remarks on Selective Migration*, « The Research group for European Migration Problems VII° », Martinus Nijhoff, 1952.

HOLLEBECQUE L. — *La place de l'enfant dans la société*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

HOLLHUBER I. — *Sociologie de la Religion*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

HOSTELET G. — *L'étude sociologique des Religions*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

HUNTINGFORD G. W. B., B. Sc. — *Nandi Work and culture*. Published by his majesty's stationery office for the colonial office. Colonial Research studies, n. 4, Great Britain, Londra, 1950.

HUSSON R. — *Superposition des langages intellectuals et affectifs dans les sociétés animales et humaines et bases psychophysiologiques d'une Sociologie du langage*, « XV° Congresso de Sociol. », Istanbul, 1952.

İnalcik H. — *Some remarks on the social conditions of the Ottoman conquest of the Balkans according to the Turkish archives*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Infield H. F. — *The Campanella Community. A study in experimental religion*, « Cooperative Living », vol. IV°, n. 1, fall, 1952.

Istituto Luigi Sturzo. — *Scritti di Sociologia e Politica in onore di Luigi Sturzo*, vol. I, II e III°, Nicola Zanichelli edit., Bologna, 1953.

Iturriaga J. E. — *La estructura social y cultural de Mexico*, Buenos Ayres.

Jackson J. N. — *Norwegian colonisation in an Arctic Village*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section Two, year, 1952.

James J. — *An Experimental Study of Tensions in Work Behavior*, « Culture and Society », vol. II°, n. 4, pp. 203-242, Los Angeles, 1951.

Jaspers K. — *La situation Spirituelle de Notre Epoque*, Paris, 1952.

Keller F. — *Die Moderne Ehe*. Eine Zeitgemasse Antwort auf die sexuelle Frage, Ed. Humata Verlag Harold S. Blume, 1954.

Kinsey A. C. ; Pomeroy W. B. ; Martin C. E. ; Gebhard P. — *Sexual Behavior in the Human female*, Ed. Saunders W. B. Company, Philadelphia, 1953.

Lahy B. — *La fête de Noël en Allemagne*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Id. — *Les principes de l'analyse causale appliqués à l'étude de l'opinion publique*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Id. — *La situation des refugiés en Europe, Un problème de Sociologie pratique*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Id. — *Création d'un centre international d'étude de l'opinion publique*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Lanval M. — *Inchiesta sulla vita sessuale della donna europea*, Ed. Pavolini, Firenze, 1952.

Lawshe C. H. — *Psychology of industrial Relations*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1953.

Leclercq J. — *Introduction à la Sociologie*, Louvain, 1948.

Le Genissel. — *Perspectives Sociales*, Beyrouth, 1952.

Id. — *Le Liban. Pays de Migrations*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Leiris M. — *Race et civilisation*, UNESCO, Paris, 1951.

Leonardi F. — *Dinamica e causalità sociale*, « Sophia », Anno XIX°, n. 2, pp. 227-233, apr.-giu., 1951.

Lins M. — *The Cleavages of The Classical Sociological Theory*. Thesis Presented to the Colloquium On the Third Congress On General Semantics, Chicago, oct., 30, 1948, Chicago, 1951.

Lissagrande S. — *Considérations sur le caractère et les modes de l'acte de pouvoir*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Löwe H. — *Etude sur l'immigration et l'émigration dans la République federale allemande*. « Journées d'études européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

Luzbetak L. J. — *Marriage and the Family in Caucasia*, vol. 3, Ed. St. Gabriel's Mission press, Vienna-Modling, 1951.

Luzzatto-Fegiz P. — *La place des personnes âgées dans une société civilisée*. « Journées d'études européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

MACKENZIE M. — *Is There a National Neurosis*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section Six, year, 1952.

MAGDELAIN A. — *Esquisse d'une histoire du consensualisme en droit romain*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

MAIERFELS C. — *La partecipation de la Jeunesse allemande à la vie sociale et politique*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

MARIOTTI A. — *Una coscienza turistica internazionale allontanerebbe il pericolo di una terza guerra* ? « Ospitalità e alberghi », genn., 1953.

MAROI F. — *Law As the Foundation of A Community Life*, « East and West », year III°, n. 4.

MARONGIU A. — *Valore della storia delle istituzioni politiche*, « Scritti di Sociologia e Politica in onore di Luigi Sturzo », vol. II°, Zanichelli, Bologna, 1953.

MARQUES PEREIRA G. F. — *Un Aspect psychologique de la pression sociale*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

MARTIN P. L. et MORICE. — *De quelques des Karay de Crimee*, « XV° Congresso de Sociol. », Istanbul, 1952.

MARZI A. — *Problemi ed esperienze di psicologia del lavoro*, Ed. Universitaria, Firenze, 1953.

MAZZARELLA G. — *La decomponibilità dei sistemi giuridici in elementi irriduttibili*, « Annali del Seminario Giuridico », vol. V°, Giuffrè, Milano, 1950-51.

MELLOR H. W. — *The Function of the Community Association*, « The Sociological Review », vol. XLIII°, Section Nine, year, 1951.

MENGER K. — *Una Teoria esatta dei gruppi e delle relazioni sociali*, estratto dal fasc. n. 4 de l'Industria, Ed. l'Industria, Milano.

MERCIER P. — *Les tâches de la Sociologie*, I.F.A.N., Dakar, 1951.

MIOTTO A. — *Psicologia della Propaganda*, Ed. Universitaria, Firenze, 1953.

MUKERJEE R. — *Sociology in a New Key*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

MÜLLER VALENTIN K. — *Die Eingliederung der Heimatvertriebenen als soziologischer Vorgang*. Schriftenreihe der Ackermann-Gemeinde, Heft 6, München, 1953.

ID. — *Umvolkung und Sozialschichtung in der Slowakei*, « Zeitschrift fur Ostforschung », 2. Jahrang 1953, Heft 3.

ID. — *Observations à l'égard de la fonction sélective des migrations forcées, d'après l'exemple des expulsés en Allemagne*. « Journées d'Etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

ID. — *Die sozialbiologische Prognose in der Bewahrung*, « Die Sammlung, » 7 Jahrgang, 11 Heft, nov., 1952.

MUNFORD L. — *La cultura delle città*, Ed. Comunità, Milano, 1954.

NIRCHIO G. — *I presupposti metodologici della teoria ardigoiana delle idealità sociali*. « Il circolo Giuridico », Anno 1952, Montaina M., Palermo, 1952.

ID. — *G. B. Vico e la scienza del diritto*, « Sophia », Anno XIX°, n. 2, pp. 233-239, apr.-giu., 1951.

NOVELLI L. G. — *Psicologia dei Bugiardi. Quadro panoramico del fenomeno della menzogna con particolare riguardo alla costruzione sociale jugoslava*, « Medicina Sociale », Anno II°, n. 20-21, 31 ott.-15 nov., 1952.

Id. — *La prostituzione clandestina in Jugoslavia ed i suoi riflessi sulla sanità pubblica*, « Medicina Sociale », Anno IIº, n. 24, 31 dic., 1952.

Id. — *In Jugoslavia, paese dell'amore libero, persiste e prospera la prostituzione clandestina*, « Medicina Sociale », Anno IIº, n. 22-23, 30 nov.-15 dic., 1952.

Ollero C. — *Sociologie et philosophie*, « XVe Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Ozturk Nimetullah H. — *L'entité sociale de la langue et la raison d'être, les travaux et le but de l'Institut de la Langue Turque*, « XVe Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Page L. — *The Young Lag, a study in Crime*, Ed. Faber and Faber Limited, London.

Pasha Hamid Zahida M. A., Ph. D. — *Ibn Khaldun, Sociologist : A Fourteenth Century Pioneer*, « XVe Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Paterson T. T. and Willett F. J. — *An Experiment in the Reduction of Accidents in a Colliery*, « The Sociological Review », vol. XLIIIº, Section Six, year, 1951.

Pennati E. — *L'ultima polemica tra Idealismo e Sociologia*, « Il Politico », n. 3, Pavia, 1951.

Id. — *Formes de transmission et conquête du pouvoir*, « XVe Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Penrose L. S. — *On the objective study of crowd behaviour*, London, H.K. Lewis and Co., 1952.

Peritch J. — *Um Continente Incoerente*, Ed. Letras da Provincia, Limeria, 1952.

Perticone G. — *Contributi allo studio dei movimenti sociali in Italia nell'ultimo trentennio*, « Il Politico », Pavia, magg., 1952.

Pfeil E. — *Soziologische und psychologische probleme der Eingliederung von Vertriebenen in Deutschland*. « Journées d'étude sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

Id. — *Problèmes sociologiques et psycologiques de l'integration des expulsés en Allemagne*. « Journées d'étude sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

Phillips A. — *Survey of african marriage and family life*, University press Oxford, London, 1953.

Popitz H. — *Struktur und Merkmal zur Auswertung und Interpretation sociologischer Erhebungen*, « Zeitschrift fur die gesamte Staatswissenschaft », Band 109, Heft 2, Tubingen, 1953.

Population Problems Research Council. — *Family System and Population of Communities in Japan*, « Population Problems », Series, n. 6.

Id. — *Family System and Population of Farming Communities in Japan*, « Population Problems », Series, n. 6, Tokyo.

Prothro T. — *The authoritarian personality in America and the arab Near East*, « XVe Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

Radvanyi L. — *Diez Anos de mediciones por Muestreo de la Vida Economica Social y Cultural de Pueblo Mexicano*, Ed. « Las Ciencias Sociales », S.DE.R.L., Mexico, 1952.

Ray J. N. — *Ombres et lumières sur l'Immigration algérienne en Lorraine*. « Journées d'Etudes européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

Redfield R. — *The primitive world and its transformations*, Ithaca, New York, Cornell University Press.

ROBB J. H. — *The contribution of Psychopathology*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section Four, year, 1952.

ROBINS F. W. — *Man and His Lamps*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul., 1952.

ROSAMBERT A. — *Emigrations et implantations occidentales en Europe Sud-Orientale*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ROSE A. — *I Negri in America*, Ed. Einaudi, Torino, 1952.

ID. — *L'origine des préjugés*, UNESCO, Paris, 1951.

RUTH B. — *Echantillons de Civilisation*, Ed. Gallimard, France, 1950.

RYAN B. — *Institutional Factors in Sinhalese Fertility*, « The Milbank Memorial Fund Quartely », vol. XXX°, n. 4, oct., 1952.

SALVADORI M. — *Las Ciencias Sociales del Siglo XX en Italia*. Mexico.

SAZI K. N. — *La naissance et l'évolution de la Sociologie en Turquie*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

SCANDURA A. — *The social function of agrarian contracts in Italy*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

SCHELSKY von H. — *Wandlungen der Deutschen Familie in der Gegenwart*, Ed. F. Enke Verlag, Stuttgart, 1954.

SELLEW G. and FURFEY G. P. — *Sociology and social problems in nursing service*, Saunders W.B. Company, Philadelphia, 1948.

SICARD E. — *La Société Française de Sociologie et de Droit slaves*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ID. — *De quelques éléments linguistiques régionaux dans leurs rapports avec l'évolution des groupes sociaux chez les Slaves*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ID. — *Applications à la littérature serbe et montenegrine des règles sur l'utilisation des textes littéraires comme documents sociologiques*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ID. — *De quelques travaux et recherches de la Société de Sociologie et de Droit Slaves*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ID. — *L'Institut International d'études et de recherches diplomatiques*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

ID. — *Les fraternités de « Charité » de la région de Bernay (Normandie) dans leurs rapports avec les Bratovstina dalmates*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

SONNABEND H. — *Power and persuasion*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

STAMBAK D. — *Des origines et des éléments composants des Bratovstina en Dalmatie*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

STAUFFER E. — *La méthode relationnelle en Psychologie sociale et en Sociologie selon M. Léopold von Wiese*, Geneve, 1950.

STEGMANN von PRITZWALD K. — *Was Indo-European the Idiom of a Ruling Class?* « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

STUART A. — *Reading habits in three London Boroughs*. n. II in the reprint series of the Division of Research Techniques, London school of Economics and Political Science, « Journal of documentation », vol. VIII°, n. 1, march., 1952.

STURZO L. — *Del metodo sociologico*. Risposta ai critici.

ID. — *La Comunità Internazionale e il Diritto di guerra*. Ed. N. Zanichelli, Bologna, p. 346, 1954.

ID. — *Opera omnia*. A cura dell'Istituto L. Sturzo.

SWAIN DEGRAFF M. and KISER C. V. — *Social and psychological factors affecting fertility*, « The Milbank Memorial fund Quarterly », vol. XXXI°, n. 1, pp. 51-84, jan., 1953.

TINBERGEN N. — *Social Behaviour in Animals*, Methuen and Co. Ltd., London, 1953.

TOPTCHIBACHY A. — *Notes sur les héritages allogènes chez les Slaves*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

TOSCHI P. — *Romagna tradizionale. Usi e costumi, credenze e pregiudizi*, Cappelli, Bologna, 1952.

TRUXAL A. G. and MERRIL F. E. — *Marriage and the Family in American Culture*, Ed. Prentice-Hall, New York, 1953.

ULTON P. M. — *A study of parent-child relationships. With Emphasis on home discipline as it affects the conduct and personality of a group of pre-adolescent girls*, Washington, 1936.

USUI J. — *The Japanese Village Community*, « XV^e Congrès de Sociol. », Istanbul, 1952.

VIALATOUX J. — *Signification Humaine du Travail*, Ed. Les éditions Ouvriéres, Paris, 1953.

WAGLEY C. — *Amazon Town. A Study of Man in the Tropics*, The Macmillan Company, New York, 1953.

WESTOFF C. R. — *The Changing focus of differential fertility research : the Social Mobility Hypothesis*, « The Milbank Memorial fund Quartely », vol. XXXI°, n. 1, pp. 24-38, jan., 1953.

WIGGANS K. C. — *Job and Health in A Shipyard Town*, « The Sociological Review », vol. XLIV°, Section Five, year, 1952.

WILSON H. — *Housing Survey of the Dock Area in Cardiff*, « The Sociological Review », vol. XLII°, year, 1950.

WOLTERS G F. — *A Socio-Economic analysis of four rural parishes in Nemaha county, Kansas*, Washington, 1938.

WULKER G. — *Internationaler Soziologenkongress in Istanbul* « Ausländische Sozialprobleme », Folge 12, pp. 127-129, 2 jahrgang, dez., 1952.

ID. — *Wirtschafts- und Sozialprobleme der Turkei*, « Auslandische Sozialprobleme », Folge 1, 3 Jahrgang, pp. 1-6, jan., 1953.

WURZBACHER G. — *Leitbilder gegenwartigen deutschen Familienlebens*, Ed. Ardey Verlag GMBH, Dortmund, 1951.

WYNNE and EVANS L. — *Ironworks Schools in South Wales*, 1784-1860, « The Sociological Review », vol. XLIII°, Section Eleven, year, 1951.

ZIMMERMAN C. C. and CARLFRED B. — *Nature and role of informal family groups*. A paper for the American Sociological Society, San Francisco Meeting, 1953.

ZIMMERMAN C. and WORS R. — *Graphic Regional Sociology*, Ed. The Philips Book. Cambridge, 1952.

## STATISTICA ECONOMICA

ASSOCIAZIONE FRA LE SOCIETÀ ITALIANE PER AZIONI. — *Le società Italiane per azioni al 31 dic.* 1938, 1945, 1951.

AUKRUST O. — *On the Theory of Social Accounting*. The Central Bureau of Statistics, Oslo.

BANDETTINI P. F. — *Analisi della tendenza dei prezzi dei materiali da costruzione*, « Index », Anno XVI°, N.S., vol. V°, n. 7-8, lug.-ag., 1950.

Id. — *Il costo delle costruzioni industriali a « shed »* « Index », Anno XIII°, vol. II°., N.S., n. 12, 10 dic., 1947.

Id. — *Il calcolo del costo della mano d'opera industriale*, « Index », Anno XIV°, N.S., vol. III°, n. 12, 12 dic, 1948.

Id. — *Casi manifesti di incomparabilità nelle statistiche salariali dei vari paesi*, « XIII° Riun. Scientifica della Soc. It. di Ec., Dem. e Statistica », Torino 16-18 ott., 1950.

Id. — *Appunti di Statistica Economica*, Anno Accad. 1949-50.

Id. — *Un indice del costo del lavoro impiegatizio nell'industria*, « Index », Anno XIV°, N.S., Vol. V°, n. 1, 20 genn., 1950.

Id. — *Gli indici del costo del lavoro nell'industria dal* 1939 *ad oggi*, « Index », Anno XVI°, N.S., vol. V°, n. 11, 15 nov., 1950.

Id. — *Sulla struttura del costo del lavoro nell'industria in rapporto al grado di occupazione ed alla valorizzazione industriale delle zone depresse*, « Rassegna di Statistiche del Lavoro », sett.-ott., 1953.

Id. — *Computo dell'indice del costo del lavoro su base nazionale*, « Index », Anno XV°, N.S., vol. IV°, n. 5.

Id. — *Ricostruzione dell'andamento del costo della vita dal* 1939 *ad oggi*, « Index », N.S., n. 8, 6 ag., 1946.

Id. — *Il problema della rivalutazione dei salari ed il costo della mano d'opera*, « Index », Anno XIV°, N.S., vol. III°, n. 7.

Id. — *Per una più esatta comparazione internazionale del costo del lavoro*, « XI^a Riun. Scientifica della Soc. It. di Dem. e Statistica », Milano 16-17 dic., 1949.

Id. — *Il costo delle assenze dal lavoro*, « Index », Anno XVI°, N.S., vol. V°, n. 4.

Id. — *Un indice delle importazioni di materie prime*, « Index », Anno XVI°, N.S., vol. V°, n. 5.

Id. — *Un indice del costo di sussistenza nel ceto medio dal* 1939 *ad oggi*, « Index », N.S., n. 9, 10 sett., 1946.

Id. — *La struttura del costo del lavoro nell'industria e suoi riflessi sulla occupazione*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 3, Roma, 1953.

Id. — *Relazione fra dinamismo e dispersione dei prezzi nei rilievi del dopoguerra*, « Atti della IX^a Riun. della Soc. It. di Dem. e Statistica », Roma.

Id. — *Un indice del reddito da lavoro dipendente*, « Previdenza Sociale », mar.-apr., 1952.

Id. — *Sulle variazioni territoriali del costo del lavoro dipendenti dallo adeguamento al costo della vita*, « Index », Anno. XIX°, vol. VIII°, n. 8-9, ag.-sett., 1953.

Bellettini A. — *A proposito di una indagine sulle forze di lavoro*, « Statistica », lug.-sett., 1952.

Id. — *Distribuzione dei redditi e composizione familiare*, « Statistica », lug.-sett., 1953.

Id. — *Ricerche sperimentali sulla distribuzione dei consumi del gas*, « Statistica », apr.-giu., 1952.

Bogue D. J. — *A Methodological Study of Migration and Labor Mobility, in Michigan and Ohio in* 1947, « Population Distribution », n. 4, june, 1952.

Id. — *An Exploratory Study in Migration and Labor Mobility Using Social Security Data*, « Studies Population Distribution », n. 1, june, 1950.

Boselli F. — *Lo schema di Leontief e la matrice italiana discussi in occasione della Riunione Scientifica annuale della Società Italiana di Statistica*, « Documenti e Documentazioni ».

Bruni L. — *Valore della produzione vendibile agricolo-zootecnico-forestale nel* 1951, « Sintesi Economica », fasc., n. 11, nov., 1952, Ed. Un. Arti Grafiche, Citta di Castello, 1952.

Bruno V. — *«La mortalità» delle imprese individuali*, « Riv. Italiana di Economia Demografia e Statistica », lug.-dic., 1952.

Calabrese Miani D. — *Recenti sviluppi degli oneri sociali collegati alla attività produttiva*, « L'Industria », n. 5, gruppo 3°, magg. XXI°, Milano.

Id. — *Su la gravità degli infortuni nell'Industria*, « Atti della Riunione di Pisa », 9 ott. 1939 della Soc. It. di Statistica, S.A.T.E., Ferrara.

Id. — *Sulla statistica dei conflitti del lavoro*, « Statistica », n. 4 anno I°, ott.-dic., 1941, e n. 1 anno II°, genn.-mar., 1942.

Id. — *La scelta del tempo di corresponsione del salario*, « Prevenzione degli Infortuni », n. 1, Roma, genn.-mar., 1951.

Id. — *Le caratteristiche territoriali del prelievo forestale legnoso in Italia*, « Statistica », Anno IX°, fasc. III°, Giuffrè, Milano, 1949.

Calabrese Miani D. e Vannutelli C. — *vedi Vannutelli C.*

Camera di Commercio Industria e Agricoltura di Firenze. — *Terminologia unificata della remunerazione e del costo del lavoro nel settore industriale*, a cura del « Centro per la Statistica Aziendale », Ed. Civelli C., Firenze, 1953.

Camera di Commercio Industria ed Agricoltura di Milano. — *Prezzi medi mensili e prezzo medio annuale sul mercato di Milano per gli anni* 1951-1952.

Caranti E. — *L'analisi aziendale del ricambio del lavoro*, « Atti del convegno di Studi di statistica aziendale » della Facoltà di Economia e Commercio dell'Università di Roma.

Id. — *La produttività alla 28ª Sessione dell'Istituto Internazionale di Statistica*, « Produttività », Anno IV°, n. 10, ott., 1953.

Carusi M. — *Osservazioni sulla produttività*, « Responsabilità », nov.-dic., 1952.

Castellano V. — *Sugli schemi della statistica agraria*, « Riv. It. di Dem. e Statistica », vol. IV°, n. 1-2, genn.-giu., 1950.

Id. — *Statistiche dell'Agricoltura*, « Statistica nella vita della Nazione ».

Cherubino S. — *Sulla matrice-moltiplicatore per un sistema economico diviso in settori*, « L'Industria », fasc. n. 3, Anno 1952.

Id. — *Sulla matrice-moltiplicatore dei settori economici*, « Annali di Matematica pura ed applicata », Serie IV°, Tomo XXXIII°, 1952, Cesare Zuffi, Bologna, 1952.

Chiassino G. — *I consumi alimentari in un gruppo di famiglie di impiegati di Maglie*, XIV^a Riun. Scientifica della Società It. di Ec. Demografia e Statistica, Roma, 26-27 giu., 1952.

Colm G. — *Experiences in the use of social Accounting in public policy in the United States*, « Meeting Inter. Ass. Research Income Wealth », aug. 27-sept. 3, 1949.

Coppola D'Anna F. — *Valutazione dei redditi a prezzi costanti.*

Id. — *Considerazioni sull'a produzione e sulla occupazione operaia nelle miniere e nelle cave nel primo cinquantennio del secolo*, « Rassegna di Statistiche del Lavoro », magg.-giu., 1953, Roma, 1953.

Id. — *Le forze del lavoro e il loro impiego in Italia*, « Atti della Comm. parlamentare sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 2°.

Id. — *Italian Industry According to the Returns of the* 1951 *Census*, « Review of the Economic Conditions in Italy », vol. VI°, n. 5, Rome, Sept., 1952.

Id. — *Sulla pretesa uguaglianza fra reddito personale e valore monetario del prodotto nazionale (reddito reale)*, « Riv. It. di Demografia e Statistica », vol. IV°, n. 1-2, genn.-giu., 1950.

Creamer D. — *Behavior of Wage Rates during Business Cycles*, « Occasional Paper 34 », National Bureau of Earmic Research, 1950.

Creamer D. and Creamer H. L. — *Gross Product of Puerto Rico* 1944-1946.

Id. Id. — *Gross Product of Puerto Rico* 1940-1944.

Curtis C. R. — *Statistics As Applied to Accounting data*, Ed. SWEET and Maxwell Limited, London, 1953.

D'Agata C. — *Considerazioni sulle recenti indagini per campioni sulle forze di lavoro*, « Riv. Italiana di Economia Dem. e Statistica », genn.-mar., 1953.

Dal Pane L. — *I moderni indirizzi delle scienze storico-sociali e lo stato attuale degli studi romagnoli in questo campo*, « I° Conv. studi Romagnoli », Cesena, 13 sett., 1949.

Dandeker V. M. — *Measurement of National Income and Construction of Social Accounts for an Industrially Backward Economy II*, « Accounting Research », vol. III°, n. 1, 1952.

D'Anna Coppola F. — *Il Reddito Nazionale Italiano nel* 1945.

Deane P. — *The Measurement of Colonial Incomes.*

De Maddalena A. — *Prezzi e aspetti di mercato in Milano durante il secolo XVII°*, « Serie studi », vol. 1°, Milano, 1950.

De Meo G. — *Aspetti quantitativi dell'economia italiana in rapporto alla disoccupazione ed alla politica degli scambi con l'estero*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 4.

Derksen J. B. D. — *Comparing National Incomes*, « Dun's Review », Giugno 1948.

Id. — *Intertemporal Comparisons of Real National Income. An International Survey.*

Di Fenizio F. — *Progetto per la costruzione di alcuni indici riguardanti scorte di prodotti finiti dell'industria italiana*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », genn.-febb., 1953.

Doming E. — *Statistical techniques in industry as a national resource*, « United Nations Economic and social council », E-CN. 3. Sub. 1-35, 22 oct., 1951.

Dumontier J. M. — *Revenu national et Conjoncture économique*, Paris, 1952.

Evelpidi Ch. — *The National Income of Greece and Its Composition.*

Faleschini L. — *Economic and Financial problems of italian hydrocarbons. Paper III°: Productive possibilities, Requirements and consumption of*

*natural Gases*, « Proceedings Third World Petroleum Congress », Sect. X°, Prep. 10.

FEDERICI N. — *Su alcuni risultati di una recente indagine sulle forze di lavoro*, « Statistica », Anno XII°, n. 1.

ID. — *Ancora sui risultati di una recente indagine sulle forze di lavoro*, « Statistica », Anno XII°, n. 2.

ID. — *Le caratteristiche e i problemi dell'occupazione e della disoccupazione femminile*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 5, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

FIRESTONE O. J. — *Canada's economic development*, 1867-1952. *With special reference to changes in the country's national product and national wealth*, « Conferenza International Association Research Income and Wealth », Castel Gandolfo, 1-6 sett., 1953.

GAMBINO A. — *La ricostruzione dei depositi bancari in Italia*, « Moneta e Credito », n. 24, Riv. Trimestrale della Banca Nazionale del Lavoro, Roma, 1953.

GARVY G. — *Inequality of Income : Cause and Measurement*, « Studies in Income and Wealth », vol. XV°.

GIANNONE A. — *La valutazione del patrimonio zootecnico in Italia prima e dopo la guerra*, « Riv. Italiana di Economia Demografia e Statistica », lug.-dic., 1952.

ID. — *Il reddito delle professioni libere ed assimilate, e dei servizi domestici retribuiti negli anni* 1938-1947, « Annali di Statistica », serie VIII, vol. III°.

ID. — *Redaito da lavoro e da capitale in Italia e in altri Paesi*, « Rassegna Statistiche del Lavoro », n. 1, pp. 3-10, genn.-febb., 1950.

ID. — *Produttività del lavoro in Italia per alcune industrie prima e dopo la guerra*, « Rassegna Statistiche del Lavoro », n. 6, pp. 571-578, nov.-dic., 1950.

ID. — *Prezzi e dazi doganali in Francia nel primo decennio dopo la prima guerra mondiale*, « Statistica », Anno VIII°, fasc. IV°, 1948.

ID. — *Aspetti economici e statistici della « Borsa nera » in Italia*, « Statistica », Anno IX°, fasc. II° e III°, 1949.

ID. — *Su l'ammontare e la distribuzione del reddito nazionale in Italia*, « Statistica », Anno X°, fasc. III°, 1950.

ID. — *Il prodotto netto dell'amministrazione pubblica*, « Annali di Statistica », Serie VIII^a, vol. III°.

ID. — *Alcune considerazioni sulla possibilità di costruire un bilancio economico regionale con particolare riguardo alla Sicilia*, « Atti della XII^a Riunione Scientifica della Società di Economia Demografia e Statistica », vol. IV°, della Rivista n. 3-4, lug.-dic., 1950.

HAMAKER H. C. — *Beispiele zur Anwendung Statistischer Untersuchungs-Methoden in der Industrie*.

HOFSTEN E. V. — *Price Indexes and Quality Changes*, Bekforlaget Forum Ab, Stockholm George Allen and Unwin Ltd, London, 1952.

HOOD WM. C. and KOOPMANS T. — *Studies in Econometric Method*, Ed. J. Wiley and Sons, Inc., New York, 1953.

*Housing Statistics*, « Compiled monthly from Government and other sources by the : « Housing and Home Finance Agency », Washington, oct., 1953.

HOUTHAKKER H. S. — *Compensated changes in quantities and qualities consumed*, « Review of Economic Studies », vol. XIX°, n. 3, june, 1952.

Houthakker H. S. and Prais S. J. — *Les Variations de qualité dans les Budgets de famille*, « Economie Appliquée », n. 1, jan.-mars, 1952.

Houthakker H. S. — *The Econometrics of Family Budgets*, « Journal of the Royal Statistical Society », Series A, (general), vol. CXV°, Part 1, London, 1952.

International Bank for Reconstruction and Development. — *The Economic Development of British Guiana*, Ed. The Johns Hopkins Press, Baltimore, 1953.

Jackson G. — *Wage rates and the growth of output per man hour*, Toronto, june, 1953.

Jackson E. F. — *The recent use of social accounting in the United Kingdom.*

Johr A. W. — *Die Konjunkturschwankungen*, Band. II°, Ed. Mohr J.C.B., Tubingen, 1952.

Kerr A. M. — *Personal Income of Western Australia.*

Kingston J. — *A Desigualdade na Distribuiçao das Rendas*, « Revista Brasiliana de Economia », Ano VI°, n. 1, março de 1952.

Klein L. R. — *A Textbook of Econometrics*, Ed. Peterson, Company, New York, 1953.

Koop J. C. — *Preliminary report on the labour force sample survey of Rangoon*, « Burma Labour Gazette », vol. VI°, n. 8.

Kuznets S. and Mitchell W. C. — *Current Problems in Measurement of National Income*, « XXII° Session de l'Inst. Intern. de Statistique », Londres, 1934, Le Haye, 1934.

Id. — *Government Product and National Product*, « International Association for Research in Income and Wealth », aug., 1949.

Id. and Goldsmith R. — *Income and Wealth of the United States Trends and Structure*, Income and Wealth Series II°.

Id. — *National Income concept and Problems of Measurements*, « Encyclopedia of Social Sciences », apr., 1933.

Id. — *National Product War and Prewar.*

Lasorsa G. — *Puglia*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. III°, Tomo 4.

Id. — *Lucania*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. III°, Tomo 4.

Lima R. R. — *Brazilian Agriculture and Related Statistics*, « 28th Session of the International Statistical Institute », Rome, 6-12 sett., 1953.

Luzzatto Fegiz P. — *Studi Statistici sulle spese di un « campione » di famiglie milanesi* (1952), « Sondaggi della « DOXA », fasc. n. 4, Ed. Doxa, Milano, 1953.

Id. — *La distribuzione del reddito nazionale*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », lug.-ag., 1950.

Marczewski J. — *Les Experiences récentes de l'emploi de la Comptabilité sociale par la politique économique en France*, « Congrès de l'Ass. Intern. de Recherches sur le Revenu et la Richesse », Cambridge, 27 août-3 sept., 1949.

Mariani F. I. — *Ricerche sul livello d'impiego delle forze di lavoro in Italia*, « Atti della Comm. parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 2, Roma, 1953.

Maroi L. — *Problemi metodologici per un'inchiesta sulla disoccupazione*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar., 1952.

Molinari A. — *La distribuzione territoriale della disoccupazione*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar., 1952.

Occhiuto A. — *Le leve di lavoro*, « Atti della Comm. parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 2, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

Papi G. U. — *Statistica e Macroeconomia*, « Riv. di Politica Economica », Anno XLII°, Serie III^a, fasc. IV°, apr., 1952.

Id. — *Statistica e Macroeconomia*, « Atti del Comitato Italiano per lo studio del Reddito e della ricchezza », XI^a Riunione, Roma, 2 febb., 1952.

Pedroni F. — *Gli indici grafici della congiuntura*, « Statistica », Anno XIII°, n. 1, genn.-mar., 1953.

Id. — *Previsioni economiche mediante anamorfosi*, « Riv. Tecnica ed Organizzazione », n. 9, dic., 1951.

Id. — *La disoccupazione degli anziani*, « Longevità », magg.-giu., 1953.

Radi L. — *La concentrazione della proprietà terriera in Italia.*

Id. — *Situazione economico-demografica differenziale delle regioni italiane.*

Reddaway W. B. — *Some problems in the measurement of Changes in the real Geographical Product*, « Intern. Ass. Research Income Wealth », 27 aug.-3 sept., 1949.

Id. — *Some problems in the measurement of changes in the real geographical product*, « Income and Wealth », Series I (1951), Reprint Series, n. 57.

Resta P. — *Sulla Distribuzione dei redditi secondo l'ammontare nel Regno Unito e in U.S.A.*, Ed. Giannini, Napoli, 1953.

Rienzi E. — *Il mercato del lavoro in Italia*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar., 1952.

Rosi M. — *Metodo e tecnica del campionamento nelle forme più elementari di applicazioni in agricoltura*, Roma, 1952.

Saibante M. — *La disoccupazione nell'industria*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar., 1952.

Sant'Ambrogio L. — *Dispersione dei prezzi relativi*, « Studi e Statistiche », nov., 1953.

Sant'Ambrogio L. e Casari M. — *Aspetti della disoccupazione in provincia di Milano*, « Boll. Studi e Statistiche », nn. 1-2-3-4- del 1953, genn., 1953.

Sauvy A. — *On the concept of national income*, « International Statistical Conference ». India, 1951.

Sewell Bray F. — *Company Accounting*, « Journal of the Social and Statistical Inquiry Society of Ireland », Serie n. 61, Cambridge.

Shirras Findlay G. — *Recent Applications of statistical Methods in Various Countries. International Comparisons of National Income*, « The American Statistical Association ».

Sorbi U. — *La frammentazione fondiaria nella provincia di Firenze*, « Quaderni della Camera di Comm. Ind. e Agricoltura di Firenze », n. XI°, Firenze, 1953.

Spina E. — *Complementarietà e concorrenza negli scambi Italo-Francesi*, « Boll. del Serv. Studi Economici », Venezia, 1952.

Stadnik M. — *Socialisation and measurements of industry's product.*

Stone R. — *Functions and Criteria of a System of Social Accounting*, « Intern. Ass. Research Income and Wealth », 27 aug.-3 sept., 1949.

Id. — *Simple Transaction models, Information and Computing*, « Review of Economic Studies », vol. XIX°, n. 2, Reprint Series, n. 58.

Id. and Prais S. J. — *Forecasting from Econometric Equations : A Further Note on Derationing*, « The Economic Journal », vol. LXIII°, n. 249, march, 1953.

Id. and Utting E. G. J. — *The Relationship Between Imput-Output Analysis and National Accounting*, « Input-Output relations : Proceedings of a Conference on Inter-Industrial Relations held at Driebergen », Holland.

Stuvel G. — *Development of Stock of Capital Goods in Six Countries Since* 1870, « Meeting Intern. Ass. Research Income Wealth », aug. 27-sept. 3, 1949.

Tagliacarne G. — *Marche*, « Atti della Commissione Parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione, » vol. III°, Tomo 2, Camera dei Deputati, Roma, 1953.

Id. — *Calcolo del reddito privato nelle provincie e regioni d'Italia per l'anno* 1951 *e comportamento di taluni consumi non alimentari*, « Relazione presentata dal Prof. G. Tagliacarne, alla XIII° Riun. Scientifica », Roma 8-9 genn. 1953, Società Ital. di Statistica.

Tenti B. — *Le spese familiari per alloggio, acqua, gas ed energia elettrica in relazione al reddito*, Firenze, 1940.

Id. — *Il mercato delle autovetture in Italia*, « Congiuntura Economica », n. 79, nov., 1952.

Thaon Di Revel P. — *Il valore della proprietà fondiaria in Italia*, « Riv. del Catasto e dei Servizi Tecnici Erariali », n. 6, 1938.

Tintner G. — *Abraham Wald's Contributions to Econometrics*, « Annals of Mathematical Statistics », vol. XXIII°, n. 1, march, 1952.

Id. — *Econometrics*, « Scientia », Année XLVII°, Serie Sixiéme, sept., 1953.

Id. — *Econometria*, « El Trimestre Economico », vol. XX°, n. 1 enero-marzo, 1953, Mexico.

Vannutelli C. e Calabrese Miani D. — *La determinazione dell'ammontare globale delle retribuzioni corrisposte ai lavoratori dell'industria*, « Atti della V^a^ Riun. di Napoli della Soc. It. di Demografia e Statistica », Città di Castello, 1940.

Id. Id. — *La dinamica dell'ammontare globale dei salari industriali e la incidenza degli oneri sociali*, « Atti della III^a^ Riunione », Roma, giu.-lug., 1941, Spoleto.

Id. — *Previdenza Sociale e Reddito Nazionale*, « Riv. Infortuni e delle malattie Professionali », fasc. 6, nov.-dic., 1952.

Vannutelli M. — *Considérations sur la structure et sur le mouvement de la population italienne, d'après les premiers resultats de l'enquête parlementaire sur le chômage*, « Journées d'Etude sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

Verhulst M. — *Les Industries d'utilité publique. Bases théoriques et statistiques d'une étude rationnelle, ou l'économétrie au service de l'ingénieur-économiste*, « Inst. Nat. de la Statistique et des études économiques », études et documents serie th 6, Presses Universitaires de France, Paris, 1952.

Vincelli P. — *Le basi della statistica della navigazione marittima*, « XVIII° Congres International de navigation », Rome, sept., 1953, Abete, Roma, 1953.

Vinci F. — *Sulle valutazioni del reddito nazionale*, « Rassegna critica di Econ. e Statistica », n. 1, lug.-ag., 1946.

Id. — *Il Reddito nel nostro paese nel* 1938.

WINKLER W. — *Some Critical Remarks to the Index-Problem*, « European Meeting of the Econometric Society ».

ID. — *Kritische Bemerkungen zur Messung der technischen Produktivitat*, « Statistischen Viertljahreschrift », Band, V°, Heft, 2-3, Wien, 1952.

ID. — *L'évolution des proportions de la population active et inactive en Autriche de* 1910 *à* 1968. « Journées d'Étude sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

## STATISTICA METODOLOGICA

AMATO V. — *Sulla determinazione degli indici di cograduazione mediante gli indici di variabilità*, « Studi e Monografie della Società Italiana di Economia, Demografia e Statistica », vol. n. 6, 1952-53.

ID. — *Sulla misura della concentrazione di alcune distribuzioni di redditi*, « Studi di Economia e Statistica », vol. I°, 1950-1951.

ANDERSON O. — *Wieder eine Indexverkettung*, « Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik », Jahr. 4, München 1952.

ANDERSON R. L. and BANCROFT T. A. — *Statistical Theory in Research*, I° *Basic Statistical Theory*; II° *Analysis of Experimental Models By Least Squares*, Ed. McGraw-Hill Book Company, inc. New York, Toronto, London, 1952.

ANSCOMBE F. J. — *Sequential estimation*, « Journal of the Royal Statistical Society », Serie B., vol. XV°, n. 1, 1953.

ID. — *Large, Sample Theory of Sequential Estimation*. « Proceedings of the Cambridge Philosophical Society », vol, XLVIII°, part 4, pp. 600-607, 1952.

BANCROFT T. A. and ANDERSON R. L. — *vedi Anderson R. L.*

BARBERI B. — *Principi di Statistica*, Roma, 1952.

ID. — *Statistica e Calcolo delle probabilità*, « Statistica », apr.-giu., 1953.

BOOKER H. S. and DAVID S. T. — *Differences in Results Obtained by Experienced and Inexperienced Interviewers*, « The Journal of the Royal Statistical Society », vol. CXV°, Pt. II°, 1952.

BOSE R. C. — *Partially Balanced Incomplete Block Designs With two Associate Classes Involving Only two Replications*, « Calcutta Statistical Association Bulletin », vol. III°, n. 11, apr., 1951.

BRAMBILLA F. — *Lezioni sulle serie cicliche ed oscillanti*, appunti per studenti, Università di Genova, Facoltà Ec. e Comm., Istituto di Statistica Genova, 1951.

ID. — *La teoria della stima statistica*, Parte II$^{a}$: « *Lezioni sulle leggi di distribuzione casuale di parametri* », Università Comm. « L. Bocconi », Ist. di Statistica, Ed. Ambrosiana, Milano, 1951.

ID. — *La teoria della stima statistica*, « Università Commerciale « L. Bocconi » Ist. di Statistica, Ed. Ambrosiana, Milano, 1951.

BROOKS C. E. P. and CARRUTHERS N. — *Handbook of Statistical Methods in Meteorology*, Her Majesty's Stationery Office, London, 1953.

BROWN A. J. C.; HOUTHAKKER H. S. and PRAIS S. J. — *Electronic Computation in Economic Statistics*, « Journal of the American Statistical Association », vol. XLVIII°, pp. 414-428, 1953.

BUCKLAND W. R. — *A review of the literature of systematic sampling*, « Journal of the statistical Society », vol. XIII°, part. II$^{a}$, 1951.

CALABRESE MIANI D. — *Criteri metodologici per lo studio di gruppi soggetti ad interventi riparatori*, « Statistica », Anno IX°, fasc. IV°, Giuffrè, Milano, 1949.

CAPOCCIA O. — *Sulla graduazione intensiva*, « Statistica », apr.-giu., 1953.

ID. — *Un indice di gradualità*, « Statistica », lug.-sett., 1952.

CARANTI E. — *Aspetti della misura della variabilità nelle serie storiche*, « Atti della XIII^a Riunione Scientifica della Soc. Ital. di Stat. ».

CASTELLANO V. — *Einige beiträge der italienischen Schule zur statistischen Methodenlehre*, « Mitteilungsblatt fur mathematische Statistik », 4 Jahrgang, München, 1952.

CHIANTELLA G. — *Esposizione sulle operazioni a Genova del IX° censimento generale della popolazione, e del III° censimento generale dell'Industria e del Commercio*, Ed. F.lli Pagano, Firenze, 1952.

CHIASSINO G. — *Sull'Interpolazione della curva logistica*, « Riv. It. di Demografia e Statistica », vol. IV°, n. 1-2, genn.-giu., 1950.

CLACK C. E. — *An Introduction to Statistics*, Ed. J. Wiley and Sons, INC., New York, 1953.

CLACK P. J. — *An Extension of the Coefficient of Divergence for Use with Multiple Characters*, « Copeia », n. 2, pp. 61-64, 1952.

COPELAND A. H. — *A Postulational Characterization of Statistics*.

CUSIMANO G. — *Di alcune relazioni lineari secondo la teoria della regressione ponderata*, « Statistica », apr.-giu., 1953.

D'AGATA C. — *Nozioni elementari di Tecnica dei Sondaggi su l'opinione pubblica*, Roma, 1953.

DANDEKAR V. M. — *Report on the Poona schedules of the national sample survey* (1950-1951, « Gokhale Institute of Politics and Economics », pub. 26.

DAVID F. N. — *A Statistical Primer*, Ed. Charles Griffin and Company, London, 1953.

DAVID S. T.; KENDALL M. G. and STUART A. — *Some questions of distribution in the theory of rank correlation*, « Biometrika », vol. XXXVIII parts I^a-2^a, june, 1951.

ID. and BOOKER H. S. — *vedi Booker H. S.*

DEEMER W. L. and OLKIN I. — *The Jacobians of Certain Matrix Transformations Useful in Multivariate Analysis*, « Biometrika », vol. 38 parts 3-4, dec., 1951.

DE LUCIA L. — *Rette Mediane*, « Riv. Italiana di Econ. Demografia e Statistica », vol. VII°, n. 1, 1953.

ID. — *Transvariazione tra caratteri connessi*, « Atti della XI^a Riunione Scientifica della Soc. Ital. di Stat. ».

DER WAERDEN B. L. VAN. — *Order Test for the Two-Sample Problem and Their Power*.

DOOB J. L. — *Stochastic Processes*, J. Wiley and Sons, Inc., New York, 1953.

DURBIN J. and STUART A. — *Inversion and rank correlation coefficients*, « Journal of the Royal statistical society », vol. XIII°, part II^a, 1951.

ID. and KENDALL M. G. — *The geometry of estimation*, « Biometrika », vol. XXXVIII°, parts I^a-2, june, 1951.

DVORETZKY A.; WALD A. and WOLFOWITZ J. — *Elimination of Randomization in Certain Statistical decision Procedures and Zero-Sum Two-Person Games*, « The Annals of Mathematical Statistics », vol. XXII°, n. 1, march, 1951.

Faleschini L. — *Su alcune proprietà dei momenti impiegati nello studio della variabilità, asimmetria e curtosi*, « Statistica », n. 4 1948.

Id. — *Alcuni criteri di normalità delle distribuzioni statistiche*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Padova, genn.-febb., 1948.

Id. — *Sulla valutazione probabilistica delle diversità fra costanti statistiche*, « Giornale degli Economisti e Annali di Economia », Padova, magg.-giu.-lug.-ag., 1947.

Finney D. J. — *An Introduction to statistical science in Agriculture*, Ejnar Munksgaard, Copenhagen, 1953.

Fischer A. — *Neue Weltstatistik*, Verlag K., Wien, 1951.

Fortunati P. — *A proposito di riordinamento dei servizi statistici*, « Statistica », n. 2, 1952.

Id. — *Appunti sulle misure statistiche della variabilità*, « Statistica », n. 3, 1952.

Galvani L. — *Un libro singolare sul metodo dei sondaggi*, « L'Industria », n. 1, 1953.

Id. — *I concetti fondamentali del metodo rappresentativo*, « I problemi del servizio Sociale », Anno VII°, n. 3, Roma, magg.-giu., 1952.

Id. — *Un libro singolare sul metodo dei sondaggi*, « L'Industria », n. 1, 1953.

Gini C. — *Estensione della teoria della dispersione e della connessione a serie di grandezze assolute*, « Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari », genn.-apr., 1952.

Goulden Cyril H. — *Methods of Statistical Analysis*, J. Wiley an Sons, New York, 1952.

Graf U. and Henning H. J. — *Formeln und Tabellen der Mathematischen Statistik*, Springer-Verlag, Berlin, Gottingen, Heidelberg, 1953.

Grant E. L. — *Statistical Quality Control*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York, 1952.

Gumbel E. J. and Freudenthal A. M. — *Statistical Theory of Fatigue Failures*. Abstract.

Id. — *Statistical Theory of Droughts*.

Hemelrijk J. — *Construction of a confidence region for a line*. « Mathematics ».

Herdan G. — *Fitting of Polymer Distributions of Molecular Weight by the Method of Moments*, « Journal of Polymer Science », vol. X°, n. 1.

Id. — *Small Particle Statistics*, Elsevier Publishing Company, New York, 1953.

Hirsch G. — *Conclusion sur l'application de la théorie des probabilités à la statistique*.

Hotelling H. — *The Impact of R. A. Fisher on Statistics*, « Journal of the American Statistical Association », vol. XLVI°, n. 253, march, 1951.

International Statistical. Institute — *Bibliography of basic texts and monographs on statistical methods*, The Hague, 1951.

Id. — *Bibliographie sur la méthode statistique et ses applications*, Paris, 1952.

Jecklin H. — *Sull'interpolazione iperbolica*, « Giornale dell'Istituto It. degli Attuari », Anno XV°, n. 3-4, 1952.

Kamat A. R. — *The Third Moment of Gini's Mean Difference*, University College, London.

KELLERER H. — *Wesen, Wert und Grenzen des Stichprobenverfahrens für die Empirische Sozialforschung*, « Empirische Sozialforschung Meinungs un Marktforschung », Methoden und Probleme.

KEMPTHORNE O. — *The designs and analysis of experiments*, New York, 1952.

KENDALL M. G. — *Statistics and Personnel Management*, « The Journal of the Royal Statistical Society », oct., 1953.

ID. — *Moment Statistics in Samples from a finite population*, « Biometrika », vol. XXXIX°, part 1 e 2, Great Britain, apr., 1952.

ID. — *Regression, Structure and Functional relationship*, part II^a, « Biometrika », Part 1 e 2, vol. XIX°, apr., 1952.

KRUSKAL W. H. and WALLIS W. A. — *Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis*, « Journal American Statistical Association », vol. XLVII°, pp. 583-562, dec., 1952.

LACEY O. L. — *Statistical Methods in Experimentation*, The Macmillan Company, New York, 1953.

LEWIS E. E. — *Methods of Statistical analysis in economics and business*, Ed. H. Miflin Company, New York, 1953.

LINDLEY D. V. — *Statistical inference*, « Journal of the Royal Statistical Society », Serie B., vol. XV°, n. 1, 1953.

LOIZELIER BLANCO E. — *Control Estadistico de la Calidad, Tecnologia Industrial*, Tomo I° Generalidades, Tomo II° Applicacion Industrial.

ID. — *El control estadistico de la Calidad en el Extranjero*, « Riv. Trabajos de Estadistica », vol. III°, cuaderno I°-II°, Ano 1952.

MARCHESI P. E. — *Breve nota tecnica circa un metodo di perequazione a mezzo tavole numeriche*, Torino, nov., 1952.

MARSCHAK J. — *Statistical Inference from Non-Experimental Observation: An Economic Example*, « Cowles Commission Papers », New Series, n. 32, Chicago, 1951.

MASUYMA M. — *Graphical Method of Statistical Inference*. Part III°, « Stat. Appl. Res. JUSE », vol. I°, n. 4.

ID. — *A Graphical method of Estimating Parameters in Kapteyn Distribution*, « Stat. Appl. Res., JUSE », vol. I°, n. 4.

ID — *Stochastic Studies on the Atomic Bomb Casualties*, « Bulletin of Mathematical Statistics », vol. V°, n. 1-2, Fukuoka, Japan, 1952.

MCMILLAN B. — *Spread of Minima of Large Samples*.

MORIGUTI S. — *Extremal Properties of Extreme Value Distribution*, « The Annals of Mathematical Statistics », vol. XXII°, n. 4, dec., 1951.

MOSER C. A. — *Interview Bias*, « Review of the International Statistical Institute », vol. XIX°, n. 1, 1951.

MUDGETT BRUCE D. — *Index Numbers*.

MUNZNER H. VON. — *Die typischen Schlussweisen der mathematischen Statistik*, I°, II°, III°, IV°, Teil.

OHKAWA K. — *International Comparisons of Productivity in Agriculture*, « Bulletin », n. 1, Tokyo, sept., 1949.

PEDRONI F. — *Il tratteggio razionale dei cartogrammi*, « Riv. Italiana di Demogr. e Statistica », vol. IV°, n. 1-2, genn.-giu., 1952.

ID. — *Corso di Rappresentazioni Statistiche*, II° Ed. riveduta, Ed. V. Veschi, Roma, 1953.

ID. — *Sulle rappresentazioni a coordinate ortogonali e sulla loro comparabilità*, « Riv. Italiana di Demografia e Statistica », vol. III°, n. 3-4, lug.-dic., 1949.

PITT H. R. — *On the Theory of Statistical Procedures.*

POMPILJ G. — *Sulla media e la varianza di un campione*, « Gazeta de Matematica », n. 50, dec., de 1951.

RADVANYI L. — *Ten Years of Sample Surveying in Mexico*, Casa Ed. Las Ciencias Sociales, Mexico, 1952.

RAO RADHAKRISHNA C. — *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*, New York, 1952.

REIERSOL O. — *Confluence Analysis by Means of Instrumental Sets of Variables*, « Arkiv for Matematik, Astronomi Och Fysik », band 32, A. N. 4, Stockholm, 1945.

RICHTER H. — *Zur Grundlegung der Wahrscheinlichkeitstheorie*, « Math. Annalen », Bd 125, S. 129-139, 1952.

ID. — *Uber die Teststarke des Fisherchen Testes*, « Zeitschrift für angewandte Math. und Mechanik », Band 30, Heft 7, july, 1950.

ID. — *Zur Begrundung des Inklusions und Repräsentationsschlusses der Mathematischen Statistik*, « Mitteilungsblatt für Math. Statistik », Jahrgang 2, Munchen, 1950.

ROY A. D. — *An Exercise in Errors*, « The Journal of the Royal Statistical Society », Serie A. vol. CXV°, part 4, 1952.

ID. — *On Some Aspects of Statistical Inference*, « Proceedings of the Inter. Congress of Mathematicians », vol. I°, 1950.

SCARDOVI I. — *L'organizzazione periferica dei servizi statistici nella situazione e nelle prospettive attuali*, « Statistica », ott.-dic., 1953.

SHRIKHANDE S. S. — *Designs for Two-Way Elimination of Heterogeneity*, « The Annals of Mathematical Statistics », vol. XXII°, n. 2, june, 1951.

SPEAR E. M. — *Charting Statistics*, Ed. McGraw-Hill Book Company, Inc, New York, Toronto, London, 1952.

STONE R. and PRAIS J. S. — *Systems of Aggregative Index Numbers and Their Compatibility*, « Economic Journal », vol. LXII°, n. 247, Reprint Series, n. 65, sept., 1952.

ID.; UTTING J. G. E. and DURBIN J. — *The Use of Sampling Methods in National Income Statistics and Social Accounting*, « International Statistical Institute », 26th Session, Berne, sept., 1949.

TINTNER G. — *Mathematics and Statistics for Economists*, Rinehart and Company, New York, 1953.

WALD A. and WOLFOWITZ J. — *Two methods of Randomization in statistics and the Theory of Games*, « Annals of Mathematics », vol. LIII°, n. 3, may, 1951.

ID. — *Basic ideas of a General Theory of statistical decision Rules*, « vol. I, Proceedings of the International Congress of Mathematicians », 1950.

ID. — *Sobre los principios de la inferencia estadistica* (32), « Trabajos de Estadistica », vol. II°, cuaderno II°, Ed. Depart. de Estadistica, 1951.

ID. and WOLFOWITZ J. — *Characterization of the minimal complete class of decision functions when the number of distributions and decisions is finite*, « Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability Held from July 31 to august 12 », California, 1950.

WALKER H. M. and LEV J. — *Statistical Inference*, Henry Holt and Company, New York, 1953.

WAUGH A. E. — *Statistical tables and Problems*, New York, 1952.

WILKS S. S. — *Analisis Estadistico Elemental*, Ed. Depart. de Estadistica, Madrid, 1952.

WISHART J. — *The Combinatorial Development of The Cumulants of the K-Statistics*, « Trabajos de Estadistica », vol. III°, Cuaderno I°-II°, Madrid, Año, 1952.

ID. — *Moment Coefficients of the K-Statistics in Samples from a Finite population*, « Biometrika », vol. XXXIX°, Parts I°-2°, Great Britain, apr., 1952.

WOLFOWITZ J. — *Estimation by the Minimum Distance Method*, « Annals of the Institute of Statistical Mathematics », vol. V°, n. 1, 1953.

WOLD HERMAN O. A. — *Monografias de Ciencia moderna* 28, *Series Cronologicas estacionarias*, Depart. de Estadistica, 1951.

ID. — *A Large-Sample test for Moving Averages*, « The Journal of the Royal Statistical Society », Series B., vol. XI°, n. 2, 1949.

WOLFOWITZ J. — *On Complete classes of decision Functions*, « The annals of Mathematical Statistics », vol. XXII°, n. 3, sept., 1951.

YATES F. — *Méthodes de Sondage pour Recensements et Enquêtes*, Ed. Masson et C.ie Dunod, Paris, 1951.

## STATISTICA SANITARIA

AUSBAND J. and HERNDON N. — *Hospital case Reports. Friedreich's Ataxia*, « Journal of the Bowman Gray School of Medicine », vol. I°, n. 1, jan., 1943.

CALABRESE MIANI D. — *Un tentativo di misurazione della prognosi dell'ulcera gastro-duodenale assoggettata a trattamento terapeutico*, « Riv. It. di Economia Demografia e Statistica », fasc. 1-2, Roma, 1950.

ID. — *Sulla morbilità del lavoratore italiano nel settore industriale*, « Atti della III^a Riunione della S.I.S. », Roma, giu.-lug., 1951, Spoleto.

DAHLBERG G. and GRUBB I. — *Chronic Rheumatic Arthritis and Housing Conditions*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II°, fasc. I°, 1951.

ID. — *A note on the relative death-rate*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. II°, fasc. II°, 1951.

ID. — *The mortality rate of cancer yesterday and today*, « Acta Genetica et Statistica Medica », vol. III°, fasc. I°, 1952.

DAVID S. T. — *Public Opinion Concerning Tuberculosis*, « Tubercle », vol. XXXIII°, n. 3, 1952.

MADGE J. — *The Tools of Social Science*, Longmans Green and Co., London, 1953.

MAINLAND D. — *Elementary Medical Statistics*, Ed. W. B. Saunders Company, Philadelphia, London, 1952.

SCHINZ H. R.; COCCHI U. und NEUHAUS J. — *Die Vererbung des Krebses beim Menschen*, Band XXIII°, Heft 1-2, Archived der Julius Klaus, Stiftung fur, 1948.

SCHMITZ L. K. — *Zur Gesundheitsforschung mittels Grosszahl-Methodik*, « Rationalisierung durch Grosszahl-Forschung ».

STERZI P. — *Per un avvicinamento alla realtà in tema di morbosità e mortalità tubercolare desunte dalle statistiche dispensariali, con particolare riguardo all'a provincia di Catanzaro*, « Lotta contro la Tubercolosi », n. 7. Fed. It. contro Tubercolosi, Roma.

TIZZANO A. — *Il problema medico-sociale della sopravvivenza e della senescenza*, Istituto di Medicina Sociale, Roma, 1953.

## STATISTICA SOCIALE

AMATO V. — *Sull'a distribuzione dei Professori Universitari in Italia nel* 1951, « Studi di Economia e Statistica », Serie I^a^, vol. II°, Anno Accademico 1951-52, Università di Catania.

BIASCH H. — *Arbeitspsychologie. Bemerkungen zur Methodenfrage*, Ed. Verlag P., Zurich, 1954.

BLIND VON. — *Probleme und Eigentumlichkeiten sozialstatistischer Erkenntnis*, « 24. Jahresversammlung der Deutschen Statistischen gesellschaft », 28am. und 29 okt. 1953 in Heidelberg.

CALABRESE MIANI D. — *Sul metodo di costruzione degli indici di gravità nel campo degli infortuni sul lavoro*, « Rend. della R. Acc. delle Scienze Fisiche e Matematiche della Soc. Reale di Napoli », serie IV^a^, vol. VI°, S.I.E.M., Napoli, 1937.

ID. — *L'analfabetismo meridionale in alcuni suoi aspetti*, « Atti della XII^a^ Riunione Scientifica della Società Italiana di Economia e Demografia e Statistica », vol. IV°, della Riv. n. 3-4, Soc. Abete, Roma, lug.-dic., 1950.

ID. — *L'organizzazione statistica di una cassa mutua per l'assistenza di malattia*, « Statistica », Anno VIII°, fasc. IV°, Giuffrè, Milano, 1948.

ID. — *Le indagini Rowntree sulla povertà*, « Riv. Int. della Protezione Sociale », vol. II°, n. 1-2, Roma, genn.-apr., 1947.

ID. — *Lo sviluppo differenziale delle varie facoltà universitarie nel periodo* 1913-14 1939-40, « Atti della III^a^ Riunione della Soc. Ital. di Stat. », Roma, giu.-lug., 1941, Spoleto, 1942.

ID. — *Statistica e protezione Sociale*, « Atti del I° Convegno nazionale della protezione sociale », Riv. It. della Protez. Soc., vol. III°, n. 4-6, lug.-dic., 1948.

ID. — *Frequenza e gravità infortunistica nei confronti internazionali*, « Atti della II^a^ riunione scientifica della Soc. It. Statistica », Roma 26-28 giu., 1940, S.A.T.E., Ferrara.

CARBONARO L. — *Statistiche Sociali*, « La statistica nella vita della Nazione ».

ID. — *Curva dei fallimenti e volume del traffico*, « Atti della XII^a^ Riunione Scientifica della Soc. It. di Economia Demografia e Statistica », vol. IV°, della Riv. n. 3-4, lug.-dic., 1950.

D'AGATA C. — *Una indagine sui battesimi in alcune parrocchie di Roma*, « Statistica », 1945-46, Ed. Giuffrè, Milano, 1946.

DANDEKAR V. M. — *Report of an Investigation into Wastage and Stagnation in Primary Education (Satara District)*, « Gokhale Institute of Politics and Economics », Pooma 4, Pooma, 1952.

DE LA ROBRIE J. — *Exodes Transferts Esclavage*, Ed. Gallimard, Strasbourg, 1950.

IDENBURG J. — *Statistiek en Cultuur*, Utrecht, 1949.

DI FENIZIO F. — *Che può la logistica per le scienze sociali ?* « estratto dal fasc. 4 de L'industria », Ed. L'industria, Milano, 1951.

ID. — *La metodologia di Oskar Morgenstern*, « L'industria », n. 1-2, Milano, 1952.

DI PASQUALE A. — *Lezioni di Statistica Giudiziaria*, vol. I°, Palermo, 1952.

ID. — *Lezioni di Statistica Giudiziaria*, vol. II°, Palermo, 1952.

ELLIOT M. A. — *Crime in Modern Society*, Ed. Harper and Brothers, New-York, 1952.

HEUYER G. ; PIERON H. et SAUVY A. — *Le niveau intellectuel des enfants d'âge scolaire*, « Travaux et documents », cahier, n. 13, Paris, 1950.

LAROQUE P. M. — *Les conventions internationales de securité sociale et les migrations Intra-Europeennes*. « Journées d'etude sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

LEBRET R. P. — *Difficultés rencontrées dans les essais de catégorisation sociale*. « Journées d'études européennes sur la population », Paris, 21, 22, 23, mai, 1953.

LUZZATTO F. — *Suicidi e Omicidi*, « La giustizia penale », fasc. II°, febb., 1953.

ID. ID. — *Il suicidio passivo*, « La Giustizia Penale », Ed. Quartara, Torino.

LUZZATTO FEGIZ P. — *Gli Italiani e il vino*, « Sondaggi della DOXA », fasc. III°, Ed. Doxa, Milano, 1952.

ID. ID. — *The Occupational Evolution of a Generation*, « Population », vol. II°, n. 1, nov., 1935.

MARTINS A. — *Le Brésil et les statistiques de l'éducation et de la culture*. « XXVIII[a] Sessione dell'Ist. Inter. di Statistica », Roma, 1953.

MORGENSTERN O. — *Logistica e scienze sociali*, « L'industria », fasc. n. 4, Ed. L'Industria, Milano, 1951.

PAPA G. — *Le rilevazioni statistiche della disoccupazione indennizzata e sussidiata*, « Convegno di studi statistici sulla disoccupazione », Roma, mar., 1952.

PITIGLIANI F. — *Rilevazioni Statistiche del traffico*, I° in Piazza Brasile ; II° al Largo Tritone ; III° al Centro di Roma ; IV° in Piazza Porta Maggiore ; V° in Piazzale Flaminio, Roma, 1953.

SALVEMINI T. — *La popolazione scolastica e il suo incremento in rapporto allo sviluppo demografico ed economico del Paese*, « Atti della Commissione parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. IV°, Tomo 2.

ID. — *Indagine sui concorsi banditi dalle Amministrazioni statali dal 1945 al 1952*, « Atti della Commissione Parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. I°, Tomo 2.

ID. — *Introduzione statistica allo studio dei problemi della formazione professionale del lavoratore*, « Atti della Commissione Parlamentare d'inchiesta sulla disoccupazione », vol. II°, Tomo 1.

## UNIVERSITÀ

UNIVERSIDAD DE LOS ANDES. — *Boletin de informacion* 1951 *y* 1952, Ed. El Grafico, Bogota.

ID. — *Boletin Informativo*, Publicaciones n. 11, Merida, n. 11.

Id. — *Discursos de la Semana Universitaria*, n. 26, Merida, 1953.

Id. — *El Rinon y la Regulacion de la Glicemia*, n. 27, Merida, 1953.

Id. — *Himno Deportivo Universitario di Rene Rojas*, n. 29, Merida, 1953.

Universidad Nacional Autonoma de Mexico - Instituto de Investigaciones Sociales. — *Primer Censo Nacional Universitario* 1949, Mexico, 1953.

Id. — *Estudios Sociologicos*, II° Congresso Nacional de Sociologia 1951, Mexico.

Università di Bari. — *Annali della Facoltà di Economia e Commercio*, Nuova Serie, vol. X°, Bari, 1950.

Università degli Studi di Firenze. — *Attività svolta durante l'anno accademico* 1951-1952.

Id. — Facoltà di Economia e Commercio. Seminario di Statistica, *Attività svolta durante l'anno accademico* 1952-1953.

Università di Macerata. — *Annali*, vol. XVIII, Ed. Giuffrè, Milano, 1951.

Università di Roma. Istituto Diritto Pubblico e di Dottrina dello Stato. — *Studi di diritto costituzionale in memoria di Luigi Rossi*, Serie IV^a^, n. 1, Ed. Giuffrè, Milano, 1952.

Universitè libre de Bruxelles-Institut de Sociologie Solvay. — *Compte Rendu du Colloque sur les conseils d'entreprise*, 3-4 nov., 1952.

Università di Trieste - Istituto di Statistica. — *L'economia della Venezia Giulia*, Ed. Stab. Tipografico Nazionale, Trieste, 1946.

## VARIE

Abbagnano N. — *Storia del pensiero scientifico*, vol. I°, II°, III°, Paravia, G. e C., Torino, 1952.

Academia das Ciencias de Lisboa. — *Annuario Academico de* 1953, Lisboa, 1953.

Real Academia de Ciencias y Artes. — *Indice General de los trabajos publicados por Esta real Academia*, II° (1941-1952), Tomos, XXVI°-XXX°, « Memories », n. 627, vol. XXX°, n. 22, Barcelona, 1952.

Id. — *Nomina del personale academico y anuario de la corporacion*, « Ano Academico de 1952 a 1953 », Barcellona.

Ago R. — *Considerazioni su alcuni sviluppi dell'organizzazione internazionale*, « La comunità Internaz. », vol. VII°, fasc. 4, 1952.

Albertson F. W. — *Man's Disorder of Nature's Design in the great Plains*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 363-372, Washington, 1951.

Alexander F. — *Gli elementi fondamentali della Psicoanalisi*, Ed. G. Casini, Roma, 1950.

Alivia G. — *La pianificazione delle Regioni Italiane - Sardegna*, « Relazione tenuta a Venezia al IV° Congresso Maz. di Urbanistica » « La pianificazione Regionale ».

Allason B. — *Unrra — Casas contributo alla ricostruzione*.

Allis W. P. and Herlin M. A. — *Thermodynamics and Statistical Mechanics*, (First Edition), McGraw-Hill Book Company, New York, 1952.

Chicago Natural History Museum. — *Annual Report* 1949.

Ardy S. — XI° *Congresso Internazionale delle città e degli Enti locali*, « Nuova Rassegna », Anno IX°, n. 13, 1 lug., 1953.

Aristotele. — *Logica*, Ed. Paravia, Torino, 1952.

ARAR : Azienda Rilievo Alimentazione Residuati. — *Relazione ARAR (Relazione sul Bilancio* 1952 *presentata alla riunione del Consiglio di Amministrazione del* 31 *mar.* 1952), Roma, 31 giu., 1952.

*A scientific Survey of Merseyside*, (Smith), ed. University Press of Liverpool, 1953.

Associazione Bancaria Italiana. — *Relazione sull'attività svolta nell'anno* 1950, *presentata all'assemblea del* 18 *dic.* 1951.

Id. — *Relazione, presentata all'assemblea del* 19 *dic.* 1952, Roma.

*Atti del Comitato Italiano per lo Studio del Reddito e della Ricchezza*, giu. 1948-giu. 1951.

*Atti del XV° Congresso Geografico Italiano*, Torino 11-16 apr. 1950, vol. I°-II°, Ed. I.T.E.R., Torino, 1952.

*L'Attività della sezione di credito agrario del Banco di Sicilia, dalla sua istituzione*, Palermo, 1953.

Baldi M. G. — *Il Diritto e le Esigenze Sociali Contemporanee, con particolare riguardo alla legislazione del lavoro*, « Riv. Infortuni e malattie professionali », fasc. I°, genn.-febb., 1953.

Banca Nazionale del Lavoro. — *Il legno*, « Produzione e commercio », giu., 1953.

Bannon F. J. — *History of the Americas*, vol. II°, The American Nations, McGraw-Hill Series in History, New York, 1952.

Id. — *History of the Americas*, vol. I°, The Colonial Americas, McGraw-Hill Series in History, New York, 1952.

Baker M. P. — *The Wright Brothers as Aeronautical Engineers*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 209-223, Washington, 1951.

Barker E. ; Clark G. and Vaucher P. — *The European Inheritance*, vol. I°, II°, III°, Ed. At the Clarendon Press, Oxford, 1954.

Barotta B. — *Dalla ricostruzione post-bellica alla creazione dei borghi*, « Esperienze Urbanistiche in Italia », Ed. dall'I.N.U., 1952.

Berker G. W. — *Der Tatbestand der Luge*, Ed. Mohr J. C. B., Tubingen, 1948.

Bedell C. — *How to Write Advertising That Sell* (Second Edition), McGraw-Hill Book Company, Inc., New York, Toronto, London, 1952.

Belardi W. — *Le Lingue del Mondo*, « Brevi notizie Storiche e Geografiche con Cartine e disegni », Ed. dell'Ateneo, Roma, 1953.

Belli G. G. — *Chi tanto e chi gnente*, « 12 sonetti di G. G. Belli raccolti e annotati da Peppe er Tosto e Mons. Tizzani per le elezioni del 25 magg. 1952 », Roma.

Bello A. — Vol. I° *Poesias* ; III° *Filosofia* ; IV° *Gramatica* ; V° *Estudios Gramaticales*. Ed. Ministerio de Educacion, Caracas, 1951.

Berlinguer M. — *Il problema edilizio*, « Il Messaggero », del 14 lug. 1946.

Bernatzik A. H. — *Canaques et Popous* (Sudsee), Soc. Nouvelle des Ed. Self, Paris, 1952.

Beveridge W. I. B. — *The Art of Scientific Investigation*, (Second Edition 1953), Ed. W. Heinemann Ltd., pp. 175, London, 1953.

Billy A. — *Pudeur*, Ed. Gallimard, 1951.

Black R. F. — *Permafrost*, « Smithsonian Report 1950 », pp. 273-301, Washington, 1951.

Blum G. S. — *Psychoanalytic Theories of Personality*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1953.

Bon L. — *I piani quinquennali sovietici*, « I quaderni di realtà nuova », suppl. Semestrale a « Realta nuova », n. 1, ott., 1953.

Brachfeld O. — *Ei « Instituto de Psicosintesis y Relaciones Humanas » de la Universidad de Los Andes*, Publicaciones n. 17, Merida, 1952.

Id. — *Siervers en Merida*, n. 15, Merida, 1952.

Id. — *I Complessi d'Inferiorità della donna*, Ed. G. Casini, Roma, 1952.

Bray S. F. — *Accounting Principles*, « Accounting Research », vol. 2, n. 4, Reprint series n. 59, oct., 1951.

Briceno Paredes C. — *Ñuevo Hospital Para Merida*, Publicaciones n. 16, Merida, n. 16.

Briceño Perozo R. — *La proteccion de la naturaleza en los Andes Venezolanos*, « Publicaciones de la direccion de cultura de la Universitad de los Andes », Merida, 1952.

Brown H. — *The Composition of Lur Universe*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 197-208, Washington, 1951.

Biscaretti Di Ruffia P. — *L' « Unione Francese »*, « Annali di diritto Internazionale 1950 », Vallardi F., Milano.

Id. — *Sui limiti della « Revisione Costituzionale »*, « Annali del Seminario Giuridico dell'Università di Catania », III°, 1949, Jovene E., Napoli, 1949.

Id. — *Tendenze Costituzionali contemporanee*, « Riv. Trimestrale di Diritto Pubblico », Anno I°, fasc. 1, Giuffrè, Milano, 1951.

Bruni L. — *Contributo allo studio dei criteri di delimitazione delle zone economiche territoriali con particolare riguardo alle zone economico-agrarie*. « Convegno sugli Aspetti Territoriali dei problemi economici, organizzato dalla Camera di Commercio di Bologna », 11-12 magg., 1952.

Bruning K. — *Landesplanung, Raumforschung und praktische Geographie*, « Aus dem Jahrbuch der Geographischen Gesellschaft zu Hannover », 1953.

Burt C. ; Jones E. ; Miller E. e Moodie W. — *Come funziona la psiche Umana*, Ed. De Carlo, Roma, 1950.

Bustelo y Castrillon A. — *Observaciones de la Radiación solar en Barcelona*, « Memorie Real Academia de Ciencias y Artes », n. 625, vol. XXX°, n. 20, Barcelona, 1952.

Calabrese Miani D. — *L'insegnamento della Statistica nella preparazione degli assistenti sociali*, « Riv. It. di Demografia e Statistica », Anno II°, n. 4, dic., 1948, Roma.

Id. — *Il pensiero forestale di Luigi Luzzatti*, « Foreste », Anno II°, n. 4, Tip. Pettigli, Roma, ag., 1950.

Id. — *Research on the World's Co-operative Laws*, « Review International Co-operation », n. 2, Febr.

Id. — *Il progresso Economico nelle indagini della Brookings Institution*, « Bancaria », Rassegna dell'Associazione Bancaria Italiana, n. 3, Roma, mar., 1950.

Camera di Commercio Industria e Agricoltura di Bergamo. — *Atti del convegno « L'Investimento del lavoro »*, 16-17 magg. 1952, Bergamo.

Camera di Commercio Industria e Agricoltura. — *Convegno per la unificazione della terminologia relativa alla remunerazione ed al costo del lavoro*, « Relazione preliminare », Firenze, 14-15 giu., 1950.

Carozzi G. — *La famiglia nel pensiero di Pio XII°*, Ist. La Casa, Milano, 1952.

*La carta della Scuola*, « Istruzione Tecnica », n. 3, Anno II°, 28 febb. XVII°, Ed. F.lli Palombi, Roma,

Cassa per la Circolazione Monetaria della Somalia. — *Assemblea Generale Ordinaria degli Azionisti, tenuta in Roma il 29 apr.* 1952, « I° Esercizio Soc. 18 apr. 1950-31 dic. 1951 », Roma, 1952.

CEDAM. — *Cinquantenario CEDAM. Cronaca della celebrazione* 8 *dic.* 1952, « Scritti Giuridici », vol. I°, Cedam, Padova, 1953.

Ceram C. W. — *Civiltà sepolte, il romanzo della Archeologia*, Ed. Einaudi G., 1953.

Cherubino S. — *I programmi scolastici della Consulta didattica e l'importanza della matematica elementare nella economia*, « L'Industria », Anno 1953, fasc. n. 1.

(The) Chinese People's Committee for World Peace. — *Shall Brothers Be...* « An Account, written by American and British prisoners of war, of their treatment at the hands of the Chinese People's Volunteers and Korean People's Army in P.O.W. camps in Korea », Peking, 1952.

*A Civic Survey and Plan for the City and Royal Burgh of « Edinburgh »*, (prepared for the « Town Council » by Abercrombie Patrick and Plumstead Derek ), Ed. Oliver and Boyd, London, 1949.

Confederazione Generale dell'Industria Italiana. — *Annuario* 1952, Roma, giu., 1952.

Conseil Mondial de la Paix. — *Rapport de la Commission Scientifique Internationale chargée d'examiner les faits concernant la guerre bactériologique en Corée et en Chine.*

*Il convegno di Roma sul problema delle zone depresse*, « Relazioni Internazionali », Milano, 13 giu., 1953.

Courteville R. — *Avec les Indiens Inconnus de l'Amazonie*, Amiot-Dumont, Paris, 1951.

Craven W. H. and Hickingbottom M. — *Giving Capitalism Youth Appel*, « Harding College Freedom Forum XIV° ».

Darwin Galton C. — *Die Nächste Million Jahre*, Ed. Friedr. Vieweg und Sohn, Braunschweig, 1953.

Davis L. — *We Made The Impossible Voyage*, « The Saturday Evening Post », jan. 3 and 10, 1953.

De Mattei R. — *Polemiche secentesche italiane sulla « Monarchia universale »*, « Archivio storico Italiano », Anno CX°, Disp. II^a, 1952, Ed. Leo Olschki, Firenze, 1953.

Dembowski J. — *L'Organizzazione della scienza polacca*, « a cura Ass. Cult. Italo-Polacca », Roma, 1952.

Democrazia Cristiana - SPES. — *Calcolo dei commercianti.*

De Teran M. — *Habitat rural, problemas de metodo y representacion cartografica*, Zaragoda, 1951.

Id. — *La Representacion Cartografica de la densidad de Poblacion*, Zaragoda, 1951.

Diebold W. Jr. — *The End of The I.T.O.*, « Essay in Intern. Finance », n. 16, oct., 1952.

Dognon A. — *Les Ultrasons et leurs applications*, Presses Universitaires de France, Paris, 1953.

Donati A. — *Sociedades Anonimas*, « La invalidez de las deliberaciones de las Asambleas », Ed. Porrua Hnos. Y Cia, Mexico, 1939.

Duyuran R. — *Ephèse*, Ankara, 1951.

*Energia Atomica. Per la guerra ? Per la pace ?* « Testo del discorso del Presidente Eisenhower pronunciato l'8 dic. 1953 », a cura dell'U.S.I.S.

*Essays on Liberty*, The Foundation For Economic Education, Inc., New York, 1952.

FABBRINI L. — *Rilievi su l'evoluzione storico-tecnica della Banca Centrale*. « Riv. Bancaria », sett.-ott., 1953.

ID. — *Caratteristiche dell'evoluzione della Banca Centrale nell'ultimo ventennio*, « Riv. Bancaria », nov.-dic., 1953.

FAUSTINELLI G. — *Libertà dal bisogno*, Centro Ed. It.

FERRAROTTI F. — *Il dilemma dei sindacati americani*, Ed. Comunità, Milano, 1954.

FOERSTER H. VON. — *Cybernetics*, « Circular causal and Feedback mechanisms in Biological and social System », J. Macy, Jr. Foundation, New York, 1953.

FORTUNATI P. — *Estremo saluto a Vincenzo Castrilli*, « Statistica », Anno XII°, n. 2.

ID. — *Da minoranza reale a maggioranza pseudo-legale ; da un sistema elettorale a trentuno sistemi elettorali ; dalla competizione politica alla crociata sanfedista*, « Discorsi pronunciati al Senato della Repubblica nelle sedute dell'11 e 18 mar. 1953 », Tip. del Senato, Roma.

ID. — *Disegno di legge* : « *Conferma in carica degli agenti della riscossione per il decennio* 1953-1962 *e meccanizzazione dei ruoli esattoriali* » 1333, « Atti Parlamentari », DCCLXXXIX[a] seduta del 21 mar. 1952, Tip. del Senato.

ID. — *Quattro milioni di disoccupati impongono una nuova politica economica*. « Discorso pronunciato al Senato della Repubblica », 26 ag., 1953.

FRENCH T. and VIERCK C. — *A Manual of Engineering Drawing for students and Draftsmen*, McGraw-Hill Publishing Company Ltd., New York, 1953.

FRIEDEBURG V. L. — *Die Umfrage in der Intimsphäre*, « Beitrage zur Sexualforschung », 4. Heft.

FRUGIUELE U. — *L'eco della Stampa* 1901-1951, Milano.

FUERST E. — *A Flow chart for social accountants*, « Accounting Research », vol. IV°, n. 3, july, 1953.

GADOUREK I. — *The political control of Czechoslovakia*, Stenfert Kroese N. V., Leiden, 1953.

GENTILE M. — *Il problema della Filosofia Moderna*, Ed. La Scuola, Brescia, 1950.

GIANTURCO F. M. — *L'Istituto dell'UNESCO per l'Amazzonia e le terre non popolate*, « Studi UNESCO ».

GIRARD R. — *El Popol-Van, Fuente Historica*, Tomo I° : El Popol-Vuh como fundamento de la historia maya-quiché, Ed. Ministero de Educacion Public, Guatemala, 1952.

GIREV-GOETZ R. — *Il pensiero sindacale in Francia*, « Studi e documenti », n. 3, Istituto Sociale Ambrosiano, Milano, 1952.

GOZZER G. — *Codice Internazionale dell'Educazione*, « raccolta delle racc. appr. dalle Conferenze Intern. del B.I.E. e dell'U.N.E.SC.O. », Sestante n. 2, Genova-Roma, 1952.

GRILLI C. — *L'Impresa-Tipo nell'industria di utilità pubblica*, « Il Consorzio dei cointeressati , « Acque-Bonifiche-Costruzioni », fasc. I°, Nuova serie, genn., 1952. Ist. Pol. dello Stato, Roma, 1952.

GROMIER E. — *La vie des Anthropoides, gorilles et chimpanzés*, Ed. Amiot-Dumont, Paris,

GUIDUCCI U. — *Aspetti del problema delle aree depresse*, « Mondo Aperto », lug.-ott., 1952.

GUINEA E. — *En El Pais De Los Lapones*, Ed. Instituto de Estudios Africano, Madrid, 1951.

GUPPY D. J. and MATHESON R. S. — *Wolf Creek Meteorite Crater Western Australia*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 317-325, Washington, 1951.

GUTENBERG B. — *Earthquakes in North America*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 303-316, Washington, 1951.

HELLPACH W. — *Kultur, Psychologie*, Ed. Fernand Enke Verlag, Stuttgart, 1953.

HILDEBRANDT W. — *Der Triest-Konflikt und die italienische-jugoslawische Frage*, Guttingen und Tubingen, 1953.

HILLMAN A. — *Organizzazione e pianificazione delle comunità*, Ed. Comunità, Milano, 1953.

HOLMA N. and FRANK E. — *Dangers of Treaty Law*, « In brief », The Foundation for Economic Education, Inc., New York, 1953.

HOTELLING H. — *Abraham Wald*.

HUBBERT K. M. — *Energy from Fossil Fuels*, « Smithsonian report for 1950, pp. 255-272, Washington, 1951.

THE INSTITUTE FOR COMPARATIVE RESEARCH IN HUMAN CULTURE - OSLO. — *Publications*, Oslo, 1951.

JACKSON G. — *The Business Prospects of Johnny Canuck*.

JACQUEMYNS G. — *La fermeture des magasins le dimanche et en semaine*, Bruxelles, 1952.

ID. — *La prolongation de la scolarité obligatoire*, n. 6, 1952, Bruxelles, 1952.

JOKL E. — *Alter und Leistung*, Ed. Springer-Verlag, Berlin, 1954.

JONES SPENCER H. — *Vita sugli altri mondi*, Ed. A. Martello, Milano, 1953.

KOLARZ W. — *How Russia is Ruled*, The Batckworth Press, London, 1953.

KOLLER ANGE O. F. M. — *Sulle orme di S. Bernardino da Siena nella Svizzera italiana*.

KORNER E. — *The Law of Freedom as the Remedy for War and Poverty*, vol. I°-II°, Ed. William and Norgate Ltd., London, 1951.

KOMAI T. — *Photograph of a Man with a Tail*, « Journal of Heredity », vol. XLI°, n. 9, spet., 1950.

KRUSE V. — *The foundation of Human Thought*, Munksgaard E., Copenhagen, 1949.

LAHEE F. H. — *Field Geology*.

LANDINI P. — *La Lomellina (profilo geografico)*, Ed. Signorelli, Roma.

LARES I. J. — *Etnografia del Estado Merida*, 3° Edicione, n. 7, Merida, 1952.

LASORSA G. — *Aspetti demografici economici sociali e approvvigionamento idrico della Puglia*, Bari, 1952.

LEHRMANN CH. — *La Communauté juive au Luxembourg dans le passé et dans le présent*, Ed. Cooperative Luxembourgeoise, 1953.

LESTOCQUOY J. — *Les villes de Flandre et d'Italie, sous le Governement des Patriciens*, XI°-XV° Siècles, Paris, 1952.

LINDBLAD B. — *The Luminous Surface and Atmosphere of the Sun*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 173-182, Washington, 1951.

LINDER A. — *Planen und Auswarten von Versuchen*, « Eine Einführung für Naturwissenschafter, Mediziner und Ingenieure », Ed. Verlag Birkhauser Basel, Stuttgart, 1953.

LOCHORE R. A. — *From Europe to New Zealand*, Ed. Reed Ah. and A. W., New Zealand.

LOFSTEDT. — *La diversité de langues et la Communauté d'idées et de Traditions en Europe*, (Conseil de l'Europe Strasbourg 7 oct. 1953), La table Ronde de l'Europe, Rome 13-16 oct. 1953, « Annesso testo in Inglese ».

LOMBARDO I. M. — *L'Europa che sorge*, con prefazione di Altiero Spinelli.

LUBOFF A. — *The Finance of public companies. An Exploratory study of two Industries*, « Accounting Research », vol. IV°, n. 4, oct., 1953.

DE SAN LUCAR MAYOR. — *La Felicidad tal como se entiende en Espana y Suiza*.

LUNDBERG E. — *Replica di Coppola D'Anna*, « Rass. Ass. Bancaria It. », n. 8, Roma, ag., 1951.

LUZZATTO F. — *Una nuova concezione dello Stato e una vecchia menzogna convenzionale*, « Idea Repubblicana », Anno VIII°, Serie II^a, vol. V°, n. 5, 16-31 mar., 1953.

MCDERMOTT F. J. — *Samuel Seymour : Pioneer Artist of the Rockies*, « Smithsonian Report for 1950 », pp. 497-509, Washington, 1951.

MANNHEIM K. — *Diagnosi del nostro tempo*, A. Mondadori, 1951.

MARCH A. — *Il cammino dell'Universo*, Ed. G. Casini, Roma, 1951.

MARINGER J. — *The Palaeolithic period in Japan*, « Man », vol. LIII°, pp. 21-22-23, feb., 1953.

MARIOTTI A. — *Formazione Professionale nel settore alberghiero e turistico*, « Ospitalità e Alberghi », giu., 1953.

ID. — *L'Equilibrio turistico*, « Conferenza detta in Pieve di Cadore il 18 ag. 1952, nell'aula maggiore della Magnifica Comunità Cadorina »,

MAROI F. — *Di una singolare Koinqnia fra il Dio Serapide e Naykahpoi Alessandrini*, « Scritti Giuridici in Onore di Antonio Scialoja », Zanichelli, Bologna, 1953.

MATSCHINSKI M. — *Certitude des Résultats de la Prospection Geophysique*, « Geophysical Prospecting », vol. II°, n. 1, 1954.

MENDIETA Y NUÑEZ L. — *Memoria de Instituto de Investigaciones sociale de la Universidad Nacional de Mexico* 1939-1951, Imprenta Universitaria, 1952.

ID. — *Simbol und Modell Als Weltansicht*, Verlag « Mathaus Merian », Basel, 1951.

MERRIMAN D. — *Food Shortages ana the Sea*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 373-384, Washington, 1951.

MEYER A. F. — *The Elements of Hydrology*, J. Wiley and Sons, New York, 1928.

MIDDLETON H. and MATCHETT S. — *Hydraulic Research in The United States*, National Bureau of Standards Miscellaneous Publication 208, Issued july, 31, 1953.

MILLER W. — *Men in Business*.

MINISTERE FEDERAL POUR L'UNITÈ DE ALLEMAGNE. — *L'Injustice devient un système*, « Recueil de documents, sur la violation systematique du droit dans le territoire d'occupation soviétique de l'Allemagne », Berlin, 1952.

Miotto A. — *Conoscere il Bambino*, Ist. La Casa, Milano, 1954.

McNair Malcolm P. and Hersum A. C. — *The retail inventory method and life*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1952.

Monicelli F. — *Da un secolo diventiamo più grandi*, « Settimana INCOM Illustrata », 25 apr. 1953.

Monsant J. N. P. — *Resumen Historico de la Universidad de Los Andes*, Publicaciones n. 2, Merida, 1951.

Moody E. A. and Clagett M. — *The Medieval Science of Weights*, « Scientia et Ponderibus », The University of Wisconsin Press, Madison, 1952.

Moretti C. — *I bei tempi di « Macaramào » venditore di manaorle e « zaletini »*, « Il Gazzettino », 25 mar., 1953.

Movimento Comunità. — *Dichiarazione politica*, Ed. Comunità, Milano, 1953.

Movimento Federalista Europeo. — *Sei no e sei si*. Ed. Ist. Pol. Stato, Roma, ott., 1952.

Natural History Museum Chicago. — *Annual Report* 1951.

Nirchio G. — *Una nuova interpretazione della filosofia giuridica di Giorgio Del Vecchio*, « Sophia », Anno XXI°, n. 1, pp. 108-115, genn.-mar., 1952.

Id. — *L'autonomia del diritto nel sistema crociato*, « Sophia », Anno XX°, n. 1, pp. 94-104, genn.-mar., 1952.

Onelli O. — *Scogli del Francese moderno*, Roma.

Orestano R. — *Per una Riforma della Facoltà Giuridica*, Siena, 1942.

Page T. — *Beyond the Milky Way*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 165-172, Washington, 1951.

Palomba G. — *La teoria generale della liquidità Bancaria*, « Atti Convegno Inter. del Credito », Roma, 18-24 ott., 1952

Parducci M. — *Anche il V° Congresso dei Trasporti è passato alla Storia*, « Auto Italiana », Milano, 7 nov.-14 nov., 1953.

Pauling L. C. — *Chemical Achievement and Hope for the future*, « Smithsonian report for 1950 », pp. 225-241, Washington, 1951.

Pedroni F. — *Relazione presentata dal Dott. F. Pedroni alla XLII^a Riunione della Società Italiana pel progresso delle scienze*, « Revista Trabajos de Estadistica », vol. I°, Cuaderno II°, Año, 1950.

Id. — *Possibilità e attidudini degli statistici quali organizzatori aziendali*, « Riv. Italiana di Economia Demografia e Statistica », fasc. 3-4, 1951.

Id. — *Funzioni e organizzazione dell'Ufficio Grafici Statistici nelle grandi aziende*, « Riv. Italiana di Economia, Demografia e Statistica », vol. VI°, n. 1-2, 1952.

Id. — *Funzione e organizzazione dell'Ufficio Grafici Statistici*, « Riv. Produttività », n. 4, apr., 1952.

Id. — *El estadistico como organizador de empresa industrial*, « Rev. Trabajos de Estadistica », vol. I°, Cuaderno III°, Año, 1950.

Id. — *Undici punti per l'organizzazione aziendale*, « Produttività », Anno IV°, n. 7, lug., 1953.

Pompilj G. — *Logica della Conformità*, « Archimede », fasc. 1, 1952.

Id. — *Lineamenti di una teorica della persuasione*, « Archimede », fasc. 3-4, 1951.

Portas Martorell V. — *Cartografia Local. Plano de Enlaces entre nucleos de población de Barcelona*, « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes », vol. XXXI°, n. 3, Barcelona, 1953.

Pozzani S. — *La revisione critica del Laborismo*, Ist. Studi di Economia, Milano, 1953.

Quer y Font Pio D. — *Ortografia y Fonetica de diversas voces castellanas en Lexicografia Botanica*, « Memorial Real Academia de Ciencias y Artes », n. 623 vol. XXXº, n. 18, Barcelona, 1951.

Quesada A. — *La Pesca*, Buenos Ayres.

Ramacciotti G. — *Esplorazioni Archivistiche in campo Internazionale*, « Notizie degli Archivi di Stato », Ministero dell'Interno, genn.-apr., 1953.

Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona. — *Nomina del personale académico y anuario de la corporacion*, ( Año Academico de 1951 a 1952), Barcelona.

Rees E. — *Korea*, Anfang 1953.

Rensch B. — *Neuere Probleme der Abstammungslehre. Die transspezifische Evolution*, « Zweite, stark veranderte Auflage », Verlag-Stuttgart, 1954.

Rice A. S. — *Dogma Versus Science in the U.S.S.R.*, « Congressional Record ».

Rintelen F. J. von. — *Congresso Internazionale di Filosofia nel Perù*, « Sophia », Anno XXIº, n. 1, pp. 103-108, genn.-mar., 1952.

Ritarossi C. — *Pasquale Galluppi e la sua interpretazione del pensiero cartesiano*, « Sophia », Anno XIXº, n. 2, pp. 222-227, apr.-giu., 1951.

Rocca M. — *Le strade senza quattrini e gli sperperi delle rotaie*, « l'Autolinea », n. 6, 1 giu., 1952.

Rossi L. — *Considerazioni sulla Abwalzung*, « Studi in memoria di Gino Borgatta », Ist. di Cultura Bancaria, Milano.

Id. — *Problemi politici ed economici di oggi*, Padova, Tip. Penada, 1953.

Russell D. — *My Freedom Depends on Yours*, Sept., 1953.

Ruiz-Arangio V. — *Frammenti di Giurisprudenza Bizantina*, « Papiri della Società Italiana », vol. XIIIº, fasc. IIº, Firenze, 1953.

Sabinegeorge H. — *Storia delle dottrine politiche*, « Storia delle dottrine della città stato, della comunità universale e dello stato nazionale », Ed. Comunità, Milano, 1953.

Schaefer E. — *Grandes Chasses sur le toit du Monde*, Ed. Amiot-Dumont, Paris, 1951.

Schelling H. von. — *Most Frequent Particle Paths on the Unit Sphere*, « Transaction », American Geophysical Union, Vol. XXXIIIº, n. 4, aug., 1952.

Schnitz K. — *L'Ipnosi*, « che cosa è, A che cosa serve », Ed. Casini G., Roma, 1953.

*Schrifttum Zum Marshallplan, und zur wirtschaftlichen Integration Europas*, « a cura di Wittkowski A. », Bundesministerium fur den Marshallplan, Bad Godesberg, 1953.

Schrodinger E. — *What is an Elementary Particle* ? « Smithsonian report for 1950 », pp. 183-196, Washington, 1951.

Schuman R. M. — *Comment Traduire Politiquement l'unité historique et culturelle des Européens*, « Conseil de l'Europe, » Rome 15 oct., 1953, Table Ronde de l'Europe 13-16 oct., 1953, « Annesso testo in Inglese ».

Science Council of Japan. — *Annual Report* 1949-1950, Tokyo, 1951.

*Scienza e Cultura nell'U.R.S.S.*, « Atti del Convegno di informazione sui recenti studi e ricerche Sovietiche », Firenze, 24-25 nov., 1950.

Scottish Plant Breeding Station. — *Report Annual General Meeting* 31st, yuly 1952, Edinburgh.

SIMMEL G. — *Kant, sedici lezioni tenute alla Università di Berlino*, Ed. Milani A., Padova, 1953.

SMALL LORING R. — *Salesmanship*, Ed. the Macmillan Company, New York, 1952.

SOCIETÀ ITALIANA ORGANIZZAZIONE INTERNAZIONALE. — *Le Nazioni Unite, il settimo anno*, « Suppl. al vol. Le nazioni Unite », sei anni di attività, Roma,

SOCIETES DE LA CROIX ROUGE. — *Les Réfugiés dans le monde*, Genéve, 1953.

SOLECKI R. S. — *Archeology and Ecology of the Artic Slope of Alaska*, « Smithsonian Report for 1950 », pp. 469-495, Washington, 1951.

SPAGNOLI G. — *Il problema della casa e l'opera di recupero sociale della Unrra-Casas*, « Assistenza d'oggi », Anno IV°, n. 3, giu., 1953.

SPINETTI DINI A. — *Apuntes para la Historia de la Universidad de Los Andes*, « Publicaciones n. 2 », Merida, 1951.

SPINETTI DINI L. — *Documentos para la Historia de la Universidad de Los Andes*, « Publicaciones, n. 4 », Merida, 1951.

SPOSITO MENETTI E. — *La Prensa En El Estado Merida*, « Publicaciones n. 12 », Merida, 1951.

STURZO L. — *I discorsi politici*, Ed. Ist. L. Sturzo, Roma, 1951.

SUTHERLAND E. H. — *White Collar Crime*, New York, 1949.

SVIMEZ - Associazione per lo sviluppo dell'industria nel mezzogiorno. — *Relazione del consiglio di Amministrazione al Bilancio* 1951, Roma, 1952.

TAVIANINI U. — *Il mitticismo platonico nelle opere anteriori al Timeo*, « Sophia », Anno XX°, n. 1, pp. 90-94, genn.-mar., 1952.

TAWNEY R. H. — *Religion and the rise of Capitalism*, « A Historical Study », A Mentor Book ( The New York American Library), New York, 1953.

TCHAKHOTINE S. — *Le viol des Foules, par la propagande politique*, Gallimard, 1952.

TONINI D. — *Sulla attendibilità del dimensionamento degli impianti idroelettrici*, « L'energia elettrica », vol. XXIX°, fasc. 3°, 1952, Ed. S.E. R.I.E.L., Milano, 1952.

*The Topkapi Saray Museum* 50-*Masterpieces*, Tahsin by Oz. Curator of Topkapi Saray Museum.

TOSCANO M. — *Le conversazioni militari Italo-Tedesche alla vigilia della seconda guerra mondiale*, « Riv. Storica Italiana », Anno LXIV°, fasc. 3°, Napoli, 1952.

ID. — *Fonti documentarie e memorialistiche per la storia diplomatica della seconda guerra mondiale*, « Questioni di storia contemporanea », Ed. C. Marzorati, Milano, 1952.

ID. — *Considerazioni su alcune peculiarità dell'attuale situazione politica internazionale*, « La comunità Internazionale », vol. III°, n. 4, 1952.

ID. — *Una mancata intesa Italo-Sovietica nel* 1940 *e* 1941, Ed. Sansoni, Firenze, 1953.

TOYNBEE. — *L'idée Européenne et l'Unité de l'Europe*, « Conseil de l'Europe », Strasbourg 24 sept., 1953. « La Table Ronde Européenne », Rome 13-16 oct., 1953. « Annesso testo in Inglese ».

TRUGENBERGER A. E. — *San Bernardino da Siena, considerazioni sullo sviluppo dell'etica economica cristiana nel primo Rinascimento*, Bern, 1951.

(THE) TWENTIETH CENTURY FUND. — *Annual Report* 1951-1953.

UNGDOMSKOMMISSIONEN. — *Samfundet Og Ungdommen*, « Società della Gioventù », Schultz J.H., København, 1952.

UNIONE NAZIONALE UNIVERSITARIA RAPPRESENTANZA ITALIANA (U.N.U.R.I.). — *Convegno di studio sui problemi delle Università dell'Italia Meridionale e Insulare*, Napoli, 15-16-17 genn., 1952.

ÜNVER S. — *Levni*, Istanbul, 1951.

VAGLIO M. — *Discussioni sull'unità europea*, « Riv. Internazionale di Scienze Sociali », Milano, ag., 1953.

VAQUER P. F. — *Morfologia comparada de los Pirineos y las Cordilleras Béticas*. « Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona », vol. XXXI°, n. 1, Barcelona, 1952.

VIGORELLI E. — *Elementi e dati statistici estratti dagli atti dell'inchiesta parlamentare sulla miseria in Italia*, « Dalla Conferenza stampa ai giornalisti ed esperti Italiani e stranieri », Montecitorio 20 lug., 1953.

VIGREUX P. — *Les Droits des Actionnaires dans les Sociétés Anonymes*, Ed. Pichon et Durand-Auzias, Paris, 1953.

*Il villaggio « La Martella » a Matera*, « a cura della Mutual Security Agency Special Mission to Italy », Roma.

VINACKE E. W. — *The Psychology of Thinking*, McGraw-Hill Book Company Inc., New York, 1952.

WAGENEN R. W. VAN. — *Research in the International Organisation Field*, « Publication n. 1 », New Jersey, 1952.

WEBSTER D. and HART L. — *Conscription*, « In brief », part. I° Webster Daniel, part II° Hart Liddell H.B., The Foundation for Economic Education, New York, 1953.

WICKIZER V. D. — *Coffee Tea and Cocoa*, An Economic and Political Analysis, Stanford University Press, Stanford California, 1953.

WIENER N. — *The Human Use of Human Beings*, Ed. Houghton Mifflin Company, Boston, 1950.

ID. — *Introduzione alla Cibernetica*, Ed. Scientifiche G. Einaudi, Torino, 1953.

WILLEMS E. — *Buzio Island*, vol. I°, p. 114, A. Ugustin Publisher, New York, 1952.

WILSON B. E. — *An Introduction To Scientific Research*, Ed. McGraw-Hill Book Company, New York, 1952.

WISHART J. — *The Teaching of Statistics*, « Journal of the Association of Incorporated Statisticians », vol. III°, n. 3.

WOLFOWITZ J. — *Abraham Wald*, 1902-1950, « The annals of Mathematical Statistics », vol. XXIII°, n. 1, march, 1952.

WOLTERECK H. — *La porta dell'anima*, Ed. G. Casini, Roma, 1951.

WOOD K. D. — *Technical Aerodynamics*, McGraw-Hill Book, New York, 1935.

YAYINLARI K. D. — *Natural Resources and Historic Monuments of Turkey*, Istambul.

YOUNG J. Z. — *Doubt and Certainty in Science*, « The B.B.C. Reith Lectures 1950 », Oxford, 1951.